

17 JUL 2005

BIBLIOTECA CENTRAL  
Faculdade de Economia, Administração  
Contabilidade e Ciências Exatas - USP

ea

USP  
BCRP

# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 6 - Nº 2

Abril - Junho 2002

4619

***Estimando o Retorno da Educação no Brasil***

Edric Martins Ueda, Rodolfo Hoffmann

***Déficit Habitacional e Desigualdade da Renda Familiar no Brasil***

Fernando Garcia, André Marques Rebelo

***A Eficiência Técnica dos Colonos na Agricultura Irrigada no Vale do São Francisco***

Jorge Luiz Mariano, Yony Sampaio

***A Dinâmica Locacional da Avicultura e Suinocultura no Centro-Oeste Brasileiro***

Leopoldo Viriato Saboya

***Análise sobre Eficiência em Mercados Futuros:  
Uma Comparação Entre os Contratos de Algodão em Pluma da BM&F e da NYBOT***

Fabiana Salgueiro Perobelli, Pedro de Carvalho Mello

***The Predictive Power of Dollar-Real Call Options Implied Volatility***

Daniel Augusto Motta

***Notas:***

***Ainda os Modelos GARCH***

Rodrigo De Losso da Silveira Bueno

***Modelling Rural Labor: An Application to Sao Paulo, Brazil***

Francisco Alberto Pino, Vera Lúcia Ferraz dos Santos Francisco,  
Mário Antônio Margarido, Maria Carlota Meloni Vicente

***Como Eu Pesquiso:***

***O Compromisso Entre Teoria Econômica e Política Econômica***

Luiz Gonzaga Belluzzo

### **Assinatura**

Desejo assinar a revista ECONOMIA APLICADA pelo período de um ano (quatro exemplares mais um eventual número especial).

Para tanto, envio anexo o valor de R\$ 40,00 (quarenta reais) em:

- Cheque nominal à FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, n.º \_\_\_\_\_  
Banco: \_\_\_\_\_
- Ordem de pagamento ou depósito em conta corrente (anexar comprovante autenticado), à FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, por meio do Bradesco, Agência Butantã, n.º 104P - conta: 199.491-3

Solicito a remessa para:

Nome: \_\_\_\_\_

Contato: \_\_\_\_\_

Endereço: \_\_\_\_\_



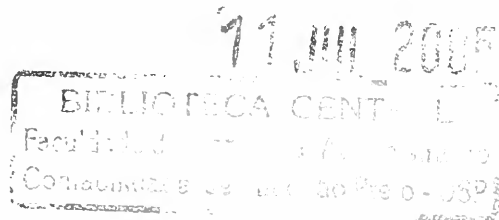
1975

# ECONOMIA APLICADA

Vol. 6 - Nº 2

Abril - Junho 2002

ISSN 1413-8050





# 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.

## Editor:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@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), Juan Hersztajn Moldau (USP),  
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)

**Editores:** Sandra Vilas Boas

**Projeto Gráfico:** Christof Gunkel

**Gráfica:** Gráfica Editora Camargo Soares

## 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: revicap@usp.br • www.fipe.com/revicap

## 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

<b>Estimando o Retorno da Educação no Brasil</b> Edric Martins Ueda, Rodolfo Hoffmann .....	209
<b>Déficit Habitacional e Desigualdade da Renda Familiar no Brasil</b> Fernando Garcia, André Marques Rebelo .....	239
<b>A Eficiência Técnica dos Colonos na Agricultura Irrigada no Vale do São Francisco</b> Jorge Luiz Mariano, Yony Sampaio .....	265
<b>A Dinâmica Locacional da Avicultura e Suinocultura no Centro-Oeste Brasileiro</b> Leopoldo Viriato Saboya .....	287
<b>Análise sobre Eficiência em Mercados Futuros: Uma Comparação Entre os Contratos de Algodão em Pluma da BM&amp;F e da NYBOT</b> Fabiana Salgueiro Perobelli, Pedro de Carvalho Mello .....	317
<b>The Predictive Power of Dollar-Real Call Options Implied Volatility</b> Daniel Augusto Motta .....	343

---

## NOTAS

<b>Ainda os Modelos GARCH</b> Rodrigo De Losso da Silveira Bueno .....	367
<b>Modelling Rural Labor: An Application to Sao Paulo, Brazil</b> Francisco Alberto Pino, Vera Lúcia Ferraz dos Santos Francisco, Mário Antônio Margarido, Maria Carlota Meloni Vicente .....	411

---

## COMO EU PESQUISEI

<b>O Compromisso Entre Teoria Econômica e Política Econômica</b> Luiz Gonzaga Belluzzo .....	429
---	-----

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. 6, n. 2 (2002)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2002--

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**

## Estimando o retorno da educação no Brasil

Edric Martins Ueda<sup>§</sup>  
Rodolfo Hoffmann<sup>□</sup>

### RESUMO

Este artigo avalia os efeitos da educação sobre os rendimentos individuais no Brasil. Três métodos econométricos são objeto de uma apreciação crítica, bem como as condições necessárias e os limites de cada um para serem aplicados no País. Adicionalmente, analisa-se a influência das condições socioeconômicas da família e das habilidades individuais sobre a determinação das rendas do trabalho. Na parte final do artigo, utilizamos a PNAD-96 (Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios - 1996) com o propósito de estimar as taxas de retorno da escolaridade para as pessoas ocupadas no Brasil. Existem evidências de que, dadas as restrições nos dados disponíveis, esta estimativa está sujeita a apresentar tendenciosidade, o que pode distorcer a compreensão da função que a educação exerce no processo de distribuição de renda.

**Palavras-chave:** retorno da educação, métodos econométricos, condições socioeconômicas da família, habilidade.

### ABSTRACT

This paper evaluates the effects of education on the individual income in Brazil. Three econometric methods are the object of a critical assessment, as well as the necessary conditions and the limitations of their application to Brazilian data. In addition, the influence of the family background and of the individual abilities on the determination of the labor income are analysed. In the final part of the paper, the PNAD-96 (National Research of Household Samples) data are used to estimate the education return rate for occupied persons in Brazil. There are evidences that, given the restrictions in the available data, this estimative is prone to present bias, that may distort the comprehension of the role that education plays in the process of income distribution.

**Key words:** return to education, econometric methods, family background, ability.

**JEL classification:** C31, I21, J31.

---

\* Artigo baseado na dissertação de mestrado do primeiro autor, orientada pelo segundo autor. Os autores agradecem os comentários críticos de dois pareceristas desta revista.

§ Mestre em Teoria Econômica pela Unicamp/IE.

□ Professor da Unicamp/IE.

Recebido em junho de 2001. Aceito em fevereiro de 2002.

## 1 Introdução

Nos últimos anos vêm sendo feitos importantes progressos na tarefa de estimar os efeitos da educação sobre os rendimentos individuais.<sup>1</sup> Podemos apontar tanto um aperfeiçoamento dos métodos econométricos utilizados como uma melhor compreensão da influência exercida sobre as rendas de trabalho por fatores como as habilidades individuais e as condições socioeconômicas da família. Em especial, este último ponto é importante porque a omissão destes fatores no modelo pode enviesar a estimativa do efeito da educação. O maior problema é que estas variáveis não são facilmente mensuráveis e muitas vezes não são especificadas. Além disso, ainda não existe consenso sobre se os fatores associados às condições socioeconômicas da família exercem, de fato, uma influência significativa sobre os rendimentos individuais.<sup>2</sup>

Geralmente os retornos individuais da educação são estimados por meio de uma equação de rendimento do seguinte tipo (ver, por exemplo, Hoffmann, 2000 e Willis, 1986):

$$Y_i = \alpha + \beta S_i + \sum_j \lambda_j M_{ji} + u_i \quad (1)$$

onde  $Y_i$  é logaritmo do rendimento,  $S_i$  representa a variável educação, medida em anos de estudo completos, o coeficiente  $\beta$  é a taxa de retorno da escolaridade, o subscrito  $i$  refere-se a um determinado indivíduo e o termo  $\sum_j \lambda_j M_{ji}$  engloba as outras variáveis explicativas. Este termo inclui tanto as variáveis que dizem respeito aos atributos produtivos e não-produtivos da pessoa (como a experiência profissional, o sexo e a raça) como aquelas ligadas às características do mercado de trabalho (como a região de moradia e o setor de ocupação).<sup>3</sup>

É importante notar que na equação (1) admitimos uma relação linear entre os anos de estudos completos de uma pessoa e o logaritmo do seu rendimento, mantida constante a experiência no mercado de trabalho. Neste sentido, estamos procurando estimar o efeito de cada ano de escolaridade completo, qualquer que seja o nível educacional, sobre as rendas

---

1 Neste artigo, quando falarmos em rendimentos estamos nos referindo aos rendimentos obtidos na atividade exercida pela pessoa.

2 Para uma discussão mais detalhada, ver Bowles (1972) e Lam e Schoeni (1993).

3 A origem desta equação pode ser atribuída, por exemplo, à Mincer (1974).



de trabalho. A estimativa  $b$  de  $\beta$  obtida é usualmente chamada na literatura de taxa de retorno da educação, apesar de o mais correto ser interpretá-la como a taxa interna privada de retorno, em contraste com a taxa social de retorno. Entretanto, existe uma série de razões que nos estimulam a quebrar esta hipótese, transformando a educação em variáveis binárias destinadas a distinguir os diferentes níveis educacionais (primário, ginásio, colegial e superior).<sup>4</sup> Desta forma, estaríamos considerando que a taxa de retorno da educação não é constante para todo o ciclo escolar, ou seja, que um ano de estudo completo em determinado nível educacional teria um impacto sobre os rendimentos diferente de um ano de estudo em outro nível. Cabe dizer que neste artigo trabalharemos com estas duas formas de especificação. Apesar de a maioria dos trabalhos do gênero utilizarem apenas um modelo básico, análogo à equação (1), o emprego destas duas formas enriquece a análise, permitindo uma pesquisa mais completa.

O método econométrico mais utilizado no Brasil para estimar os efeitos da educação sobre os rendimentos é o bem conhecido método de mínimos quadrados (MMQ).<sup>5</sup> Entretanto, raramente é citado o fato de que as estimativas dos coeficientes da regressão podem sofrer problemas de viés em virtude da (i) omissão de variáveis relevantes no modelo, (ii) de erros de medida na variável educação e (iii) da endogeneidade da escolaridade. Neste sentido, na presença de pelo menos um destes problemas, a taxa de retorno da escolaridade obtida pelo MMQ pode apresentar significativa tendenciosidade. Esta questão não é de pouca importância, já que ela pode distorcer a compreensão do papel que a educação desempenha em temas relacionados à distribuição da renda e à pobreza, tendo em vista que, na grande maioria dos casos, o esforço do pesquisador em avaliar os impactos econômicos desta variável envolve a utilização de microdados e o emprego deste método econométrico.

Em vista destes problemas, uma importante safra de trabalhos tem surgido na literatura internacional mostrando um renovado interesse em oferecer procedimentos econométricos mais adequados para lidar com esta problemática. Entre eles podemos citar os trabalhos de Card (1993, 1999), de Ashenfelter e Rouse (1995) e o de Bound *et al.* (1995). Nestes trabalhos, duas classes de métodos econométricos são os mais utilizados: (i) os que empregam variáveis instrumentais e (ii) aqueles que buscam construir indicadores intrafamiliares (por meio de

---

4 Pelo fato de existirem diferenças de qualidade no ensino entre os níveis educacionais, forças distintas de oferta e demanda no mercado de trabalho para cada um deles, barreiras à entrada mais fortes no ensino superior do que no fundamental e médio (1º grau e colegial) etc. Entre os trabalhos brasileiros que utilizam esta especificação podemos citar o de Savedoff (1990).

5 Mínimos quadrados ordinários ou ponderados.

amostras de gêmeos univitelinos, irmãos e de pais e filhos) ou que se apóiam em análises de dados de painéis.

O propósito deste artigo concentra-se justamente em analisar estes métodos e investigar em que medida são mais adequados para estimar os efeitos da educação sobre os rendimentos no Brasil, considerando a restrição existente nas bases de dados disponíveis. Adicionalmente, nossa discussão passa pela avaliação da influência das habilidades individuais e das condições socioeconômicas da família sobre as rendas de trabalho.

Este artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção, discutem-se, com mais pormenores, os três problemas que podem surgir ao aplicarmos o MMQ para estimar uma equação semelhante a (1). Na terceira seção são analisados os dois métodos econométricos alternativos utilizados nesta tarefa. Por fim, duas seções se encarregam de analisar a possibilidade de empregá-los no Brasil, utilizando a PNAD-96 (Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios - 1996). Nesta parte, investigamos a robustez dos resultados obtidos pelo MMQ em oposição aos outros métodos econométricos passíveis de serem aplicados e tecemos algumas conclusões sobre as estimativas encontradas.

## 2 Estimando os retornos da educação pelo MMQ

### 2.1 Erros de especificação - omissão de variáveis relevantes

Um dos problemas em estimar a equação (1) pelo MMQ é a omissão de variáveis relevantes. Neste caso, é bem conhecido que os estimadores obtidos podem ser viesados e inconsistentes.<sup>6</sup> Isto pode ser facilmente visto num modelo mais simplificado que (1), porém derivado deste. Supondo apenas duas variáveis explanatórias ( $S_i$  e  $A_i$ ) na determinação dos rendimentos individuais, podemos escrever

$$Y_i = \alpha + \beta S_i + \eta A_i + u_i \quad (2)$$

Se estimarmos a equação (2) pelo MMQ sem considerar a variável  $A_i$ , o viés assintótico do estimador  $b$  de  $\beta$  é dado por:

---

6 Mais ainda, os estimadores das variâncias das estimativas dos parâmetros e dos erros também serão viesados.

$$\text{plim } b - \beta = \frac{\eta \text{cov}(S, A)}{\text{var}(S)} \quad (3)$$

Se  $\eta$  for positivo, assim como a covariância entre  $S_i$  e  $A_i$ ,  $b$  será superestimado. Desta forma, a magnitude e o sinal do viés depende de  $\eta$  e da  $\text{cov}(S, A)$ , ficando claro que se não existir qualquer relação entre a variável omitida e a presente no modelo, o estimador  $b$  será não-tendencioso e consistente, mesmo que não se inclua  $A_i$  na equação de regressão.

Como já mencionamos, um problema bastante ressaltado nos trabalhos especializados em analisar a relação entre educação e rendimento que se encaixa dentro deste contexto é o fato de não serem incluídas determinadas habilidades individuais ou fatores ligados às condições socioeconômicas da família na equação de rendimento, sob o argumento de que eles afetam **diretamente** as rendas de trabalho (ver, por exemplo, Bowles, 1972). Um trabalho relativamente importante e de interesse para o presente estudo é o de Lam e Schoeni (1993), já que ele analisa a tendenciosidade da taxa de retorno da educação no Brasil provocada pela omissão de variáveis associadas às condições socioeconômicas da família no modelo (com dados extraídos da PNAD-82). A questão é que, como a correlação entre estas variáveis e a educação não é nula, a taxa de retorno da escolaridade fica viesada ao aplicarmos o MMQ. Como argumenta Card (1999), a direção deste viés, em princípio, é desconhecida. Entretanto, a grande maioria dos trabalhos tem encontrado uma tendenciosidade positiva.

Ainda que exista consenso de que as habilidades individuais deveriam ser especificadas no modelo - e a questão passa a ser apenas um problema de encontrar variáveis que mensurem adequadamente estes atributos -, não se pode falar o mesmo para os fatores associados às condições socioeconômicas da família. Neste caso, muitos pesquisadores advogam que no momento da contratação do funcionário, variáveis como o rendimento dos pais ou seus níveis de escolaridade não influenciariam as decisões dos empregadores e, portanto, não haveria motivos para esperar que as condições socioeconômicas da família afetassem diretamente os rendimentos dos filhos. Na verdade, eles só teriam um efeito indireto sobre as rendas de trabalho por meio da educação, já que estes fatores são, na maioria dos casos, os mais importantes na determinação do grau de escolaridade atingido por uma pessoa. Assim sendo, eles não deveriam estar presentes na equação (1). Entretanto, dois motivos nos levam a discordar deste tipo de argumento: primeiro, porque pais melhor qualificados podem ter acesso a oportunidades de emprego com melhor remuneração para seus filhos e, em segundo lugar, pelo fato de que podem ocorrer transferências, dos pais para os filhos, de ativos (empresas, fazenda etc.), heranças e outras coisas semelhantes que são importantes para definir os rendimentos futuros dos herdeiros. Nos trabalhos de Becker (1964) e Jencks (1972) podemos

encontrar uma discussão mais detalhada sobre estes efeitos. Neste sentido, podem existir tanto um efeito direto como um indireto dos fatores associados às condições socioeconômicas da família sobre as rendas de trabalho, o que implica que eles devem ser especificados na equação de rendimento.

Uma razão adicional que nos motiva a incluir no modelo os fatores associados às condições socioeconômicas da família é que eles podem servir como *proxies* de determinadas características de personalidade ou cultura que afetam também diretamente os rendimentos (tais como a persistência, a ambição, a iniciativa e o desembaraço). Cabe dizer que estas características são valorizadas pelo mercado de trabalho porque afetam o desempenho profissional de uma pessoa e são qualidades que não são facilmente “adquiríveis”; dependem do tipo de criação que a pessoa teve, do círculo de amizades que frequentou, da escola que estudou, enfim, de uma série de fatores responsáveis pelo seu desenvolvimento.<sup>7</sup> O problema todo é que elas não são facilmente mensuráveis, e por este motivo muitas vezes não são passíveis de serem incluídas na equação de rendimento, o que acaba introduzindo uma fonte adicional de viés nas estimativas dos efeitos da educação. Contudo, se admitirmos que o ambiente familiar é um dos fatores que mais influenciam na formação destas características (que, mais tarde, são reforçadas em instituições secundárias como a escola), ele poderá servir como *proxy* destas variáveis à medida que a correlação entre eles for forte. Se assim for, os fatores associados às condições socioeconômicas da família incorporarão parte dos efeitos exercidos pelas características de personalidade sobre os rendimentos, ainda que elas não estejam especificadas no modelo. Dessa maneira, o viés da taxa de retorno da escolaridade pode ser reduzido.

No trabalho de Lam e Schoeni (1993), por exemplo, são incluídas algumas variáveis para avaliar a influência das condições socioeconômicas da família sobre os rendimentos no Brasil, com os autores chegando à conclusão que elas são importantes para explicar a conformação dos rendimentos do trabalho. Entretanto, na visão dos mesmos, o efeito destas variáveis sobre os rendimentos provavelmente se deve mais ao fato de estas serem *proxies* de características pessoais não observáveis do que em virtude de as condições socioeconômicas da família afetarem diretamente os rendimentos por meio de transferência de ativos ou pelo “nepotismo” existente no mercado de trabalho via conexões entre pais e filhos. Cabe dizer apenas que os resultados apresentados corroboram os argumentos aqui apresentados para a inclusão destes fatores no modelo, mas dão margem a interpretações diferentes da do artigo.

---

7 Não é pequeno o número de pesquisas que apontam o quão decisivos são estes atributos na contratação de pessoas para determinados cargos (ver, por exemplo, Bowles, 1973).

Podemos, no entanto, apontar que caso não sejam especificadas as habilidades individuais e os fatores associados às condições socioeconômicas da família no modelo (por problemas de mensuração ou por questões conceituais), estaremos desconsiderando uma importante dimensão na determinação dos rendimentos individuais. Isto acaba introduzindo um viés nas taxas de retorno da educação, não só por desconsiderar os efeitos diretos destas variáveis, como também por desprezar o fato de que estes fatores podem captar a influência de outros atributos produtivos que não são mensuráveis na prática e que afetam diretamente os rendimentos.

## 2.2 Erros de medida

Um outro problema que surge quando aplicamos o MMQ para estimar a equação de rendimento é a possibilidade de as variáveis apresentarem erros de medida. Em especial, diversos estudos têm insistido no fato de que a variável educação sofre tal deficiência. Ashenfelter e Rouse (1995), por exemplo, verificaram a existência de erros de medida nos anos de estudo reportados numa amostra de gêmeos, encontrando um viés negativo de aproximadamente 30% na taxa de retorno da escolaridade ( $\beta$ ).

Em notação matricial, podemos expor este problema da seguinte forma:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\lambda} + \beta\mathbf{s} + \mathbf{u} \quad (4)$$

$$\mathbf{s}^* = \mathbf{s} + \mathbf{v} \quad (5)$$

onde  $\mathbf{u}$  e  $\mathbf{v}$  são os vetores-coluna dos termos aleatórios das respectivas equações, independentes entre si,  $\mathbf{s}$  representa o vetor da variável não-observável educação,  $\mathbf{s}^*$  é o vetor dos valores observados da educação (incluindo o erro de medida),  $\beta$  é um escalar e  $\mathbf{X}$  é a matriz com as demais variáveis explanatórias.

Substituindo (5) em (4), obtém-se uma equação de regressão com a educação observada ( $\mathbf{s}^*$ ) como variável explanatória e erros ( $\mathbf{e} = \mathbf{u} - \beta\mathbf{v}$ ). Como  $\mathbf{s}^*$  é correlacionada com  $\mathbf{e}$ , se aplicarmos o MMQ, os estimadores dos parâmetros apresentarão problemas de tendenciosidade. Para erros de medida aleatórios e  $\beta > 0$ , este viés é inequivocamente negativo.

Uma questão adicional é que o viés provocado pelo erro de medida pode se agravar quando tomado em conjunto com as tentativas de melhorar a especificação do modelo. Como

foi discutido no item anterior, a omissão de variáveis no modelo pode levar à superestimação dos parâmetros. Entretanto, um “excesso de zelo” do pesquisador em se proteger contra este tipo de problema muitas vezes leva-o a incluir variáveis que são irrelevantes. A consequência direta disto seria a ampliação do viés negativo causado pelo erro de medida (o que subestimaria ainda mais os parâmetros). Griliches (1977) analisa com elegância esta problemática.

### 2.3 Endogeneidade da escolaridade

Por fim, o terceiro problema a ser mencionado é a possibilidade de a variável educação ser endógena. Podemos explicá-lo de forma mais apropriada considerando as equações abaixo em notação matricial:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\lambda} + \beta\mathbf{s} + \mathbf{u} \quad (4)$$

$$\mathbf{s} = \mathbf{H}\boldsymbol{\psi} + \mathbf{w} \quad (6)$$

onde  $\mathbf{H}$  é a matriz das variáveis explanatórias da equação da educação e  $\mathbf{w}$  e  $\mathbf{u}$  são os vetores-coluna dos erros aleatórios.

O problema da endogeneidade da educação surge quando  $\mathbf{u}$  e  $\mathbf{w}$  são correlacionados entre si, fazendo com que a variável educação passe a ser também correlacionada com o termo aleatório da equação de rendimento. Isto invalida a aplicação do MMQ, já que é quebrado um dos seus postulados básicos. Caso se proceda à estimação por mínimos quadrados, os estimadores dos parâmetros novamente serão viesados e inconsistentes.

Em princípio, a correlação entre  $\mathbf{s}$  e  $\mathbf{u}$  advém do fato de o termo aleatório incorporar fatores **desconhecidos** que guardam relação com a variável educação e que não são expressos na equação de rendimento. Assim, em termos práticos, a endogeneidade da escolaridade pode ser interpretada como um caso de omissão de variável; entretanto, é uma variável ainda não identificável até o momento.

## 3 Outros métodos econométricos utilizados para analisar a relação entre educação e rendimentos

A presença destes três problemas na aplicação do MMQ tem estimulado um rico debate sobre quais outros procedimentos poderiam ser empregados na tarefa de estimar os retornos

da educação, com o intuito de se obter estimadores mais consistentes para a taxa de retorno da escolaridade. Passaremos a discutir os dois tipos de métodos citados na parte introdutória deste artigo que vêm sendo mais utilizados.

### 3.1 Método de estimação por variáveis instrumentais

Quando levamos em consideração os problemas de erro de medida e da endogeneidade da escolaridade, o procedimento indicado para estimar consistentemente os parâmetros da equação de rendimento é a utilização de variáveis instrumentais (MVI) - aplicando, por exemplo, o método de mínimos quadrados em dois estágios ou o método de variáveis instrumentais. Como é bem conhecido, existem duas condições que devem ser satisfeitas para que o instrumento utilizado seja apropriado: que ele seja assintoticamente correlacionado com a variável educação, mas não com o termo aleatório da equação de rendimento. Estas condições estão representadas abaixo pela equação (8) e (9), respectivamente:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (7)$$

$$\text{plim}\left(\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{s}\right) \neq \mathbf{0} \quad (8)$$

$$\text{plim}\left(\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{u}\right) = \mathbf{0} \quad (9)$$

onde  $\mathbf{Z}$  representa a matriz das variáveis instrumentais e a equação (7) é o modelo básico da regressão linear múltipla. Note que na expressão (7) a matriz  $\mathbf{X}$  inclui a coluna  $\mathbf{s}$ , diferentemente do que ocorria na expressão (4). Os estimadores obtidos pelo método de variáveis instrumentais são:<sup>8</sup>

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{y}$$

Desta forma, lembrando da equação (4), o viés provocado pela correlação existente entre  $\mathbf{s}$  e  $\mathbf{u}$  é contornado. Entretanto, deve-se deixar assinalado que, na prática, os estimadores do

---

8 No caso de identificação exata da equação, os mesmos estimadores podem ser obtidos pelo método de mínimos quadrados em dois estágios.

MVI podem não ser os mais apropriados. Para o nosso caso, por exemplo, se a correlação entre a educação e o instrumento for fraca, apenas uma pequena associação entre o termo aleatório da equação de rendimento e a variável instrumental pode produzir estimadores mais inconsistentes que os do MMQ. (Bound *et al.*, 1995) Isto pode ser observado tomando como exemplo o seguinte modelo de duas equações:

$$y = \beta s + u \quad (10a)$$

$$s = \pi z + w \quad (10b)$$

onde  $z$  é uma variável instrumental já centrada. Considerando os estimadores de  $\beta$  pelo MMQ

( $\hat{\beta}_{MQ}$ ) e pelo método de variáveis instrumentais ( $\hat{\beta}_{VI}$ ), temos o seguinte:

$$\text{plim } \hat{\beta}_{MQ} = \beta + \frac{\text{COV}(s, u)}{\sigma_s^2} = \beta + \frac{\sigma_u}{\sigma_s} \rho_{su} \quad (11)$$

$$\text{plim } \hat{\beta}_{VI} = \beta + \frac{\text{COV}(z, u)}{\text{COV}(z, s)} = \beta + \frac{\sigma_u}{\sigma_s} \cdot \frac{\rho_{zu}}{\rho_{zs}} \quad (12)$$

onde  $\rho_{ij}$  é o coeficiente de correlação entre as variáveis  $i$  e  $j$ . Efetuando algumas transformações nas equações (11) e (12), e dividindo a última pela primeira temos:

$$\frac{\text{plim } \hat{\beta}_{VI} - \beta}{\text{plim } \hat{\beta}_{MQ} - \beta} = \frac{\rho_{zu}}{\rho_{su} \rho_{zs}} \quad (13)$$

Assim, é possível verificar que quanto mais fraca for a correlação entre  $z$  e  $s$ , ainda que  $\rho_{zu}$  seja pequeno, maior tende a ser a inconsistência do estimador de variáveis instrumentais em relação ao obtido pelo MMQ. Vale repetir, contudo, que se  $\rho_{zu}$  for nulo, o MVI evita a inconsistência provocada pelos erros de medida na educação ou pela endogeneidade desta variável.

O viés causado pela omissão de variáveis na equação de rendimento, contudo, permanece (no nosso caso refere-se à omissão de variáveis como habilidades específicas ou fatores



associados às condições socioeconômicas da família). A solução dada a esta questão tem sido a utilização cada vez maior de *proxies*. Em relação aos fatores ligados às condições socioeconômicas da família, adotam-se indicadores como o grau de escolaridade dos pais e o trabalho que exerciam na idade escolar de seus filhos. Quanto à variável genérica habilidade, são tomados como *proxies* testes psicotécnicos e de aptidão (QI e outros semelhantes). Entretanto, existem ainda muitas dúvidas sobre até que ponto as *proxies* utilizadas podem mensurar, de forma satisfatória, estas variáveis. No caso da(s) *proxy(ies)* para as habilidades, os problemas podem ser ainda maiores: até hoje não se sabe bem o que estes testes medem e é forçoso admitir que eles não conseguem quantificar, de forma adequada, quais habilidades são natas do indivíduo e quais se devem à educação recebida. Isto é de particular importância para o caso em estudo porque o eventual emprego destas variáveis não ajuda muito a responder em que medida as habilidades individuais condicionam a educação recebida ou, de maneira inversa, em que medida a educação afeta as habilidades individuais.

### 3.2 Estimadores intrafamiliares e análises intertemporais de um mesmo grupo de pessoas

Outras abordagens para as questões relativas aos erros de medida na educação, da endogeneidade desta variável e da omissão de variáveis relevantes incluem (i) os métodos que buscam construir estimadores intrafamiliares e (ii) aqueles que se munem de séries temporais de dados de um mesmo grupo de indivíduos, combinados ou não com o MVI. A idéia básica desta abordagem é utilizar várias observações de um mesmo indivíduo ao longo do tempo ou informações de duas pessoas que possuem características semelhantes em termos de habilidades, provenientes da mesma família. Desta forma, procura-se isolar os efeitos que as habilidades individuais ou que as condições socioeconômicas da família podem exercer direta ou indiretamente sobre os rendimentos. Duas são as hipóteses por trás destes procedimentos: (i) admite-se que as condições socioeconômicas da família são relativamente iguais para os parentes ou constantes para o mesmo indivíduo ao longo do tempo e (ii) que as habilidades individuais também são bem semelhantes entre os parentes ou constantes para o indivíduo ao longo do tempo (ver Isacsson, 1999).

Um jeito simples de compreender o que foi dito acima é examinar um dos dois modelos apresentados a seguir:

$$Y_{it} = C_1 + \beta S_{it} + \sum_j \lambda_j X_{j1} + u_{it} \quad (14)$$

$$Y_{1,t+1} = C_1 + \beta S_{1,t+1} + \sum_j \lambda_j X_{j1} + u_{1,t+1} \quad (15)$$

ou

$$Y_{1i} = C_i + \beta S_{1i} + \sum_j \lambda_j X_{ji} + u_{1i} \quad (16)$$

$$Y_{2i} = C_i + \beta S_{2i} + \sum_j \lambda_j X_{ji} + u_{2i} \quad (17)$$

onde (14) e (15) são as equações de rendimento de um mesmo indivíduo em dois momentos distintos do tempo e (16) e (17) são as equações de dois parentes num mesmo instante de tempo.  $C$  representa as características da habilidade do indivíduo e as condições socioeconômicas da família que, por suposição, são praticamente as mesmas para o mesmo indivíduo ao longo do tempo ou para os dois parentes, e o termo  $\sum_j \lambda_j X_{j1}$  ou  $\sum_j \lambda_j X_{ji}$  inclui variáveis explicativas constantes no tempo ou iguais para integrantes da mesma família.<sup>9</sup> Subtraindo (14) de (15) e (16) de (17), obtemos as equações (18) e (19), a partir das quais podem ser calculados os estimadores de  $\beta$  sem problemas de vieses causados pela omissão de variáveis relevantes (como determinadas habilidades individuais e outras ligadas às condições socioeconômicas da família).

$$Y_{1,t+1} - Y_{1,t} = \beta(S_{1,t+1} - S_{1,t}) + u_{1,t+1} - u_{1,t} \quad (18)$$

$$Y_{2i} - Y_{1i} = \beta(S_{2i} - S_{1i}) + u_{2i} - u_{1i} \quad (19)$$

Quanto ao problema da endogeneidade da escolaridade, esta abordagem fornece o seguinte encaminhamento: admite-se que os termos aleatórios das equações de rendimento e educação têm uma estrutura de covariância restrita. Qualquer correlação que possa existir en-

<sup>9</sup> Não é necessário que o termo  $\sum_j \lambda_j X_{jt}$  ou  $\sum_j \lambda_j X_{ji}$  seja constante; só admitimos isto para efeito de simplificação.

tre eles se deve a fatores desconhecidos que estão associados às habilidades não-observáveis e às características socioeconômicas da família não-observáveis. Assim, se nossos dados referem-se a indivíduos da mesma família ou a um mesmo indivíduo, onde as condições (i) e (ii) são obedecidas, a correlação entre os erros é suprimida.

Um dos inconvenientes desta abordagem é que os estimadores obtidos tendem a ser mais sensíveis aos erros de medida na variável educação. Vamos examinar o que ocorre com um exemplo simples. Consideremos inicialmente o caso de dados individuais, com erro na medida da educação:

$$y_i = \beta s_i + u_i \quad (20)$$

$$s_i^* = s_i + v_i \quad (21)$$

Se o estimador  $b$  de  $\beta$  for obtido calculando uma regressão linear simples de  $y_i$  contra  $s_i^*$  (a educação observada com erro de medida), temos:

$$\text{plim } b - \beta = -\beta \frac{\sigma_v^2}{\sigma_{s^*}^2} \quad (22)$$

Vejam, agora, o caso em que temos dados para pares de indivíduos de uma mesma família:

$$y_{2i} - y_{1i} = \beta(s_{2i} - s_{1i}) + u_{2i} - \bar{u}_{2i} - u_{1i} + \bar{u}_{1i} \quad (19a)$$

$$s_{1i}^* = s_{1i} + v_{1i} \quad (23)$$

$$s_{2i}^* = s_{2i} + v_{2i} \quad (24)$$

Note-se que a equação (19a) já está com todas as variáveis centradas. Se o estimador  $b$  de  $\beta$  for obtido calculando uma regressão linear simples de  $\Delta y_i = y_{2i} - y_{1i}$  contra  $\Delta s_i^* = s_{2i}^* - s_{1i}^*$ , temos

$$\text{plim } b - \beta = -\beta \frac{\sigma_{\Delta v}^2}{\sigma_{\Delta s^*}^2} \quad (25)$$

onde  $\sigma_{\Delta v}^2$  indica a variância de  $\Delta v_i = v_{2i} - v_{1i}$ .

Comparando (22) com (25), é bem possível que o viés assintótico da última equação supere o da primeira, já que é razoável esperar que a relação  $\sigma_{\Delta v}^2 / \sigma_{\Delta s^*}^2$  seja maior do que a relação  $\sigma_v^2 / \sigma_s^2$ .<sup>10</sup> Conforme apontado na seção anterior, um dos procedimentos aplicáveis neste caso é o MVI, que passa a ser “combinado” com a metodologia desta abordagem.

Em que medida esta abordagem fornece um solução mais satisfatória que a descrita no item anterior vai depender da veracidade das hipóteses por trás destes experimentos ((i) e (ii)). Note-se que é difícil obter dados referentes a várias observações de uma mesma pessoa, com variação na sua escolaridade, como é necessário para estimar  $\beta$  na equação (18).

Em relação às amostras de parentes - pais e filhos, irmãos e gêmeos -, existem problemas também. Os experimentos com pais e filhos são os mais deficientes: as condições socioeconômicas da família podem variar muito entre as duas gerações e as habilidades dos pais e filhos, ainda que sejam semelhantes, não são de forma alguma iguais. Por sua vez, irmãos têm a vantagem de possuir habilidades mais parecidas que entre pais e filhos, pois além da semelhança genética, normalmente desfrutam de ambientes parecidos no seu crescimento. Entretanto, novamente é difícil supor que possuam habilidades exatamente iguais, por razões óbvias. Somente em trabalhos que analisam gêmeos univitelinos é que as hipóteses (i) e (ii) são mais defensíveis. Neste caso, é razoável admitir que, se as diferenças entre as escolaridades dos gêmeos forem acompanhadas de distintos rendimentos, isto se deve predominantemente ao efeito causal e direto da educação (e não de terceiras variáveis), sendo passível de ser mensurada por métodos econométricos.

10 Tendo em vista que  $\sigma_{\Delta v}^2 = \sigma_{v_1}^2 + \sigma_{v_2}^2 - 2 \text{cov}(v_1, v_2)$  e  $\sigma_{\Delta s^*}^2 = \sigma_{s_1^*}^2 + \sigma_{s_2^*}^2 - 2 \text{cov}(s_1^*, s_2^*)$  e que a  $\text{cov}(s_1^*, s_2^*)$  tend

a  $\text{cov}(v_1, v_2)$  pequena.

## 4 Estimando os retornos da educação no Brasil

### 4.1 Base de dados

Uma das bases de dados mais completa para analisar os retornos da educação no Brasil é a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD/IBGE), já que é a única de abrangência nacional com informações bastante detalhadas sobre as características dos trabalhos e rendimentos individuais, conjuntamente com dados sobre a educação das pessoas. Em especial, a PNAD-96 inclui, no questionário básico, perguntas referentes aos pais das pessoas de referência nos domicílios e respectivos cônjuges, com o intuito de estudar a mobilidade social. Assim, ela permite investigar a influência que o ambiente socioeconômico familiar exerce sobre a educação e os rendimentos.

Como não é em todos os anos em que se faz a pesquisa que estas informações são coletadas, a PNAD-96 é de particular importância para nosso interesse.<sup>11</sup> Entretanto, cabe dizer que em qualquer das PNADs é possível fazer comparações entre pais e filhos. Contudo, o que normalmente ocorre é que os filhos identificados dessa maneira não estão na *prime age* (25 a 60 anos). Isto acaba desqualificando a utilização desses dados neste artigo, já que, para o propósito desta pesquisa, são imprescindíveis informações sobre os rendimentos dos filhos.

De um total de 331.263 observações disponíveis na PNAD-96, só consideramos as pessoas ocupadas na semana de referência e com declaração bem definida nas variáveis explanatórias que utilizamos, inclusive nas associadas às condições socioeconômicas da família. Adicionalmente, excluimos as pessoas sem rendimento ou que trabalhavam na produção/construção para o próprio consumo/uso e aquelas cujo pai não estava trabalhando quando tinham quinze anos de idade. É importante notar que as informações referentes às condições socioeconômicas das famílias só são coletadas para as pessoas de referência ou os cônjuges. Desta forma, indivíduos com as demais condições na família (filhos, parentes, pensão) foram desconsiderados. No final, restaram cerca de 55.000 observações. Na tabela 1 apresentamos algumas características da amostra utilizada.

11 Além da PNAD-96, informações a respeito dos pais de

**Tabela 1**  
**Características da Amostra**

Escolaridade do Pai	Amostra	Amostra(%)	Característica dos filhos						
			Escolari- dade Média	Rendimento médio (R\$)	Idade Média	Homens (%)	Branco (%)	Urbano (%)	
menos que 1 ano	20,244	36,97	4,55	328,80	41,97	67,34	43,50	72,39	
1-4 anos	26,521	48,43	8,12	633,30	38,97	62,18	64,85	85,70	
5-8 anos	3,583	6,54	11,10	987,89	36,84	56,13	65,95	96,18	
9-11 anos	2,628	4,80	13,01	1.447,83	37,83	54,11	75,23	96,84	
12 ou mais anos	1,781	3,25	14,27	2.141,94	37,67	56,99	85,29	96,69	
Total	54,757	100,00							

É importante observar a forte correlação existente entre as escolaridades dos pais e dos filhos, além da sensível melhora no nível educacional para a geração dos filhos.<sup>12</sup> Para os quatro primeiros níveis educacionais dos pais, a média dos anos de estudo dos filhos é sempre maior que o limite superior do estrato. Pode-se notar também que quanto mais instruído o pai, maior é a porcentagem de pessoas brancas e que moram em áreas urbanas, assim como maior é o rendimento médio. Estes resultados podem apontar, em princípio, a existência de discriminação e segmentação no mercado de trabalho e ressaltam a importância de incluir essas variáveis na análise da determinação dos rendimentos.

#### 4.2 Modelo

Dois modelos serão utilizados nas estimações:

$$Y_i = \alpha + \beta S_i + \sum_j \lambda_j M_{ji} + u_i \quad (1)$$

$$Y_i = \alpha + \sum_j \beta_j S_{ji} + \sum_j \lambda_j M_{ji} + u_i \quad (26)$$

A diferença entre as equações (1) e (26) está na forma de especificar a variável educação. Na equação (1) ela é especificada como uma variável contínua (anos de estudo completos); na equação (26) como quatro variáveis binárias para distinguir cinco níveis de escolaridade

12 Tendência similar é apontada nos trabalhos de Pastore e Silva (2000) e de Lam e Schoeni (1993).

(termo  $\sum_j \beta_j S_{ji}$ ): analfabetos ou com menos de um ano de estudo (tomado como base), primário (1 a 4 anos de estudo), ginásial (5 a 8 anos de estudo), colegial (9 a 11 anos de estudo) e nível superior (12 ou mais anos de estudo). Note-se que as denominações utilizadas não significam que o correspondente nível de escolaridade tenha sido completado, obtendo o respectivo diploma. Assim sendo, as taxas anuais foram calculadas considerando a média dos anos de estudo de cada nível. Por exemplo, se  $b_1$  é a estimativa do coeficiente de regressão da variável binária usada para o primário, a correspondente taxa anual de retorno não é calculada por  $T_p = 100[\exp(b_1/4) - 1]$ , mas por  $T_p = 100[\exp(b_1/2,5) - 1]$ , pois 2,5 é a média dos anos de estudo deste nível (que compreende o intervalo de 1 a 4 anos). O coeficiente de regressão de uma variável binária para determinado nível de educação não mensura o ganho associado ao nível completo, mas o efeito esperado no rendimento de todas as pessoas que atingiram aquele nível de escolaridade. No caso do nível “primário”, por exemplo, tem-se pessoas com 1 a 4 anos de escolaridade. Assim, ao calcular a taxa anual de retorno à educação é necessário considerar a média dos anos de escolaridade correspondente a cada nível, e não o total de anos necessários para completá-lo. As taxas de retorno para os outros níveis de escolaridade obedeceram a seguinte fórmula:

$$T = 100 \left[ \exp \left( \frac{b_i - b_{i-1}}{(\mu_i - \mu_{i-1})} \right) - 1 \right],$$

onde  $\mu_i$  representa a média dos anos de estudo do nível  $i$  e  $\mu_{i-1}$  é a média dos anos de estudo do nível abaixo. De forma semelhante,  $b_i$  é a estimativa do coeficiente de regressão da variável binária do nível  $i$  e  $b_{i-1}$  é a estimativa do coeficiente de regressão da variável binária do nível abaixo. Cabe dizer que consideramos que são necessários seis anos para concluir o nível superior, o que, obviamente, é uma aproximação, inclusive porque este estrato inclui pessoas com mais de 17 anos de estudo (mestrado, doutorado etc.). Entretanto, pela PNAD-96 não é possível quantificar de forma precisa o limite superior deste nível de ensino. Desta forma, cabe indicar que esta taxa pode estar superestimada.

A variável dependente utilizada é o logaritmo neperiano do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas e as outras variáveis explanatórias (termo  $\sum_j \lambda_j M_{ji}$ ) incluem:

- a) variáveis para as características pessoais: quatro variáveis binárias para distinguir a cor; uma variável binária para diferenciar a pessoa de referência; uma variável binária para distinguir o sexo; e duas variáveis para a idade da pessoa (idade e seu quadrado);

b) variáveis representando as características do emprego e do mercado de trabalho: uma variável binária para diferenciar domicílios urbanos; duas variáveis binárias para distinguir três setores de ocupação (agricultura, indústria e serviços); cinco variáveis binárias para regiões; quatro variáveis binárias para distinguir cinco categorias de posição na ocupação (empregado, funcionário público e militar, conta própria, empregador e empregado doméstico, sendo esta última categoria tomada como base); e quatro variáveis binárias para distinguir os intervalos de horas trabalhadas por semana em todos os trabalhos.

Outros três tipos de variáveis explanatórias são incluídas nas equações onde são especificadas as condições socioeconômicas da família:

- a) quatro variáveis binárias para a escolaridade do pai e quatro para a da mãe, onde os níveis definidos são os seguintes: nível 5 - superior completo ou mestrado/doutorado completos; nível 4 - de ensino médio incompleto (colegial) a superior incompleto; nível 3 - ginásio completo ou incompleto; nível 2 - primário completo ou incompleto; nível 1 - analfabeto ou com menos de 1 ano de estudo;
- b) cinco variáveis binárias para distinguir 6 tipos de grupos de ocupação do pai quando o filho possuía 15 anos: alto (nível 6), médio-superior (nível 5), médio-médio (nível 4), médio-inferior (nível 3), baixo-superior (nível 2) e baixo-inferior (nível 1), sendo o último a base.

Para classificar as ocupações nestes 6 grupos diferentes, foi adotado um critério de *status* socioeconômico, à semelhança do que foi feito por Pastore e Silva no livro *Mobilidade Social no Brasil* (2000). Seguimos as seguintes etapas:

- 1) Foi criada uma tabela bidimensional com anos de escolaridade completos da pessoa *versus* grupos de idade (*proxy* para a experiência). Para cada célula da tabela foi calculada a renda esperada. A média aritmética entre esta renda esperada e a renda de todos os trabalhos de um indivíduo foi chamada de *status* socioeconômico individual. É importante notar que não se trata apenas de *status* econômico, mas de *status* socioeconômico, já que não é levado em conta apenas o rendimento da pessoa, mas também sua escolaridade e idade.
- 2) Para cada ocupação existente (são 381 na PNAD-96), calculou-se a média aritmética do *status* socioeconômico individual. Este seria o *status* socioeconômico da ocupação (*SSE*).
- 3) Por fim, calibrou-se a escala do *SSE* de 0 a 100 e foi feita a classificação tendo em vista a distância socioeconômica entre os grupos e a parcela da população contida neles. A tabela abaixo mostra a classificação.



**Tabela 2**  
**Grupos de Ocupação**

Grupos de Ocupação	Intervalo SSE	Média SSE	% Pop	Distância Socioec.
1 (baixo-inferior)	$0 \leq SSE < 5$	2,46	38,6	1,0
2 (baixo-superior)	$5 \leq SSE < 10$	6,87	29,2	2,8
3 (médio-baixo)	$10 \leq SSE < 15$	11,71	17,5	4,8
4 (médio-médio)	$15 \leq SSE < 25$	20,00	6,8	8,1
5 (médio-superior)	$25 \leq SSE < 40$	30,82	5,2	12,5
6 (alto)	$40 \leq SSE \leq 100$	49,14	2,7	20,0

É importante notar que a utilização da escolaridade dos pais para retratar as condições socioeconômicas da família é mais comum na literatura. Entretanto, o ideal seria dispor de outras variáveis, como a renda dos pais ou a riqueza familiar, já que a escolaridade capta apenas **uma dimensão** das condições socioeconômicas. Neste sentido, a inclusão dos grupos de ocupação do pai no modelo tem a intenção de complementar a especificação. Lam e Schoeni (1993), por exemplo, analisando dados da PNAD de 1982, consideram a escolaridade dos pais e também as escolaridades dos sogros e do cônjuge. A idéia de incorporar informações a respeito destes últimos familiares provém de modelos econômicos inspirados no “mercado” matrimonial, argumentando-se que aí ocorre uma avaliação das características da pessoa parecida com a que é feita no mercado de trabalho (ver Lam, 1988). Assim, estas variáveis poderiam ser usadas como *proxies* de atributos não-observáveis das pessoas.

Do nosso ponto de vista, contudo, as variáveis utilizadas no presente artigo satisfazem, de forma razoável, a tarefa de retratar as condições socioeconômicas da família. Além disso, a utilização das escolaridades do cônjuge e dos sogros como *proxies*, sob a argumentação de que as “avaliações” feitas pelos “mercados” matrimonial e de trabalho em relação as características produtivas da pessoa são parecidas, é discutível. É forte a possibilidade de determinação no sentido inverso: o nível de rendimento da pessoa é que condiciona a escolaridade do cônjuge e dos sogros.

### 4.3 Estimando por MMQ e MVI

Quando comparamos a PNAD-96 com outras bases empregadas nos trabalhos internacionais, somos forçados a admitir que as informações disponíveis são ainda insuficientes para a análise pretendida aqui. Mesmo porque estes trabalhos normalmente utilizam *surveys* específicos (ou diversas pesquisas combinadas), cujos objetivos geralmente são mais limitados e bem mais dirigidos para o tema da educação. Assim, pelo fato de o escopo de pesquisa da

PNAD ser mais amplo e não tão específico, alguns dados utilizados nestes trabalhos não estão disponíveis para o nosso caso. Isto nos coloca algumas restrições. Em primeiro lugar, não temos condições de utilizar a abordagem que busca construir estimadores intrafamiliares, já que não existem dados adequados para isso nas PNADs. Na verdade, em princípio só seria possível fazer comparações entre pais e filhos, já que dispomos de informações sobre as escolaridades de ambos e sobre suas ocupações. Entretanto, não temos dados sobre os rendimentos dos pais, o que inviabiliza qualquer tentativa. Em segundo lugar, se formos aplicar o MVI, temos uma certa dificuldade em encontrar instrumentos que estejam **fortemente** correlacionados com a educação, mas que não afetem diretamente os rendimentos (ver equações (8), (9) e (13)), já que se uma destas condições não for obedecida, os estimadores obtidos pelo MVI podem ser ainda mais inconsistentes do que os do MMQ. De início, os únicos candidatos disponíveis são algumas características das condições socioeconômicas da família, como a escolaridade dos pais ou o trabalho que ocupavam quando seus filhos tinham idade escolar, à semelhança dos empregados em diversos estudos (ver, por exemplo, Levin e Plug, 1999). Entretanto, encontramos evidências neste trabalho de que estas variáveis não satisfazem as condições para serem utilizadas como instrumentos, como já tínhamos argumentado na seção 2.1. De qualquer modo, será aplicado o MVI utilizando estas variáveis e seguindo a metodologia proposta por algumas pesquisas. Posteriormente, discute-se em que medida as estimativas obtidas são mais robustas do que as do MMQ.

Cabe dizer que, analisando os dois métodos apresentados, a abordagem que busca construir estimadores intrafamiliares com amostras de gêmeos univitelinos, quando combinado com o MVI, seria idealmente a mais indicada para estimar o efeito da educação sobre os rendimentos no Brasil. Ela não só dá uma solução superior em relação ao viés provocado pela omissão da variável genérica habilidade, como consegue isolar a influência do ambiente familiar sobre o rendimento individual e o grau de escolaridade atingida. Desta forma, não é preciso empregar *proxies* que mensurem imperfeitamente estes fatores, o que pode afetar a estimação. Contudo, não é demais dizer que neste caso a base de dados necessária é ainda mais difícil de ser obtida e trabalhada. Não só a amostra tende a ter um número bastante reduzido de observações, como os gêmeos utilizados precisam já ter completado seus estudos e estarem trabalhando. Ademais, apesar de terem crescido juntos no mesmo ambiente social e familiar, devem ter escolaridades diferentes. No Brasil, infelizmente ainda não há nenhuma iniciativa que busque construir um acervo de informações deste tipo.

Em relação ao viés provocado pela omissão de determinadas habilidades individuais na equação de rendimentos, foi visto que a ausência de uma *proxy* que mensure adequadamente estes fatores leva à superestimação do efeito da educação sobre os rendimentos. Como não contamos com informações sobre testes de QI ou semelhantes, não temos condições também de investigar este ponto de forma apropriada. Entretanto, acreditamos que a inclusão dos

fatores associados às condições socioeconômicas da família no modelo pode atenuar, em certa medida, o viés nas taxas de retorno da educação causado pela omissão destas variáveis. Isto porque, como no caso das características de personalidade, estas variáveis são, de certo modo, condicionadas pelo ambiente familiar e por suas origens paternas. Assim, os fatores associados às condições socioeconômicas da família podem captar parte da influência direta das habilidades individuais sobre os rendimentos. Por outro lado, reconhecemos aqui que o problema é um pouco diferente do caso das características de personalidade porque existem formas mais “adequadas” de mensuração destas habilidades, inclusive sugeridas na literatura especializada.

Desta forma, dentro de certas limitações, tentaremos apurar as nossas estimativas, procurando tratar dos três problemas discutidos: a omissão de variáveis relevantes, a endogeneidade da educação e possíveis erros de medida nesta variável. Ainda que os resultados obtidos estejam longe do ideal, eles fornecem elementos que permitem uma melhor compreensão da funcionalidade que a educação joga dentro da determinação dos rendimentos individuais e de temas correlatos, como o processo de distribuição de renda. Existem evidências, por exemplo, de que a taxa de retorno da escolaridade que geralmente é obtida pode estar superestimada. Mesmo assim, não há como negar a robusta evidência de que a educação é um dos fatores mais importantes para explicar a conformação das rendas de trabalho.

Três tipos de estimações são feitas: (i) uma nos moldes tradicionais (análoga às feitas usualmente na literatura nacional),<sup>13</sup> com uma equação sem as variáveis que retratam as condições socioeconômicas da família; (ii) outra incluindo estes fatores e verificando se eles são significativos para explicar os rendimentos individuais; (iii) e uma última aplicando o MVI e utilizando como instrumentos as variáveis associadas às condições socioeconômicas da família. Cabe dizer que somente no último caso não será empregado o modelo em que a educação é apresentada por variáveis binárias porque ele não apresentou um bom ajustamento, inclusive com taxas de retorno da educação negativas para o colegial.

Em primeiro lugar, estimamos os modelos (1) e (26) pelo MMQ, tendo por base uma equação sem as variáveis associadas às condições socioeconômicas da família (coluna (a) da Tabela 3) e outra com estas presentes (coluna (b) da Tabela 3). Os resultados são apresentados nas Tabelas 3 e 4.

---

13 Ver, por exemplo, Ramos e Vieira (1996).

**Tabela 3**  
**Estimativas de Dois Modelos de Equações de Rendimento**  
**Incluindo (b) ou Não (a) as Características dos Pais**

Variáveis	Equação (1)		Variáveis	Equação (26)	
	Coefic. para modelo			Coefic. para modelo	
	(a)	(b)		(a)	(b)
Constante	1,6931	1,6605	Constante	1,8495	1,7724
Homens	0,4451	0,4415	Homens	0,4506	0,4438
ID=Idade/10	0,5189	0,5546	ID=Idade/10	0,5009	0,5415
(ID) <sup>2</sup>	-0,0507	-0,0544	(ID) <sup>2</sup>	-0,0511	-0,0543
<b>Escolaridade</b>	<b>0,1129</b>	<b>0,0935</b>	<b>Escolaridade Superior</b>	<b>1,6625</b>	<b>1,3685</b>
			<b>Colegial</b>	<b>0,9538</b>	<b>0,7857</b>
			<b>Ginásio</b>	<b>0,5254</b>	<b>0,4335</b>
			<b>Primário</b>	<b>0,2684</b>	<b>0,2304</b>
Cor: Branca	0,1569	0,1281	Cor: Branca	0,1720	0,1385
Amarela	0,3694	0,3369	Amarela	0,3736	0,3397
Indígena	-0,0433 <i>ns</i>	-0,0416 <i>ns</i>	Indígena	-0,0127 <i>ns</i>	-0,0126 <i>ns</i>
Parda	0,0156 <i>ns</i>	0,0108 <i>ns</i>	Parda	0,0207 <i>ns</i>	0,0142 <i>ns</i>
Área Urbana	0,1722	0,1612	Área Urbana	0,1894	0,1732
Setor: Indústria	0,3336	0,3357	Setor: Indústria	0,3860	0,3700
Serviços	0,3150	0,3039	Serviços	0,3838	0,3526
Posição: Empregados	0,1656	0,1554	Posição: Empregados	0,2077	0,1882
Func. Públ.	0,2997	0,2959	Func. Públ.	0,3278	0,3172
Conta-Própria	0,2256	0,2105	Conta-Própria	0,2704	0,2440
Empregadores	0,9346	0,8825	Empregadores	0,9957	0,9319
Escol. Pai: Nível 5		0,3105	Escol. Pai: Nível 5		0,2861
Nível 4		0,1839	Nível 4		0,1843
Nível 3		0,1048	Nível 3		0,1269
Nível 2		0,0467	Nível 2		0,0701
Escol. Mãe: Nível 5		0,2903	Escol. Mãe: Nível 5		0,2436
Nível 4		0,2497	Nível 4		0,2337
Nível 3		0,1743	Nível 3		0,1817
Nível 2		0,0630	Nível 2		0,0838
Grupos Ocup.: Nível 6		0,2139	Grupos Ocup.: Nível 6		0,2124
Nível 5		0,2071	Nível 5		0,2173
Nível 4		0,1098	Nível 4		0,1159
Nível 3		0,0859	Nível 3		0,1061
Nível 2		0,0293	Nível 2		0,0535
Horas Trab.: de 15 a 39	0,4209	0,4262	Horas Trab.: de 15 a 39	0,4290	0,4325
de 40 a 44	0,7409	0,7460	de 40 a 44	0,7527	0,7554
de 45 a 48	0,7059	0,7189	de 45 a 48	0,7209	0,7305
49 ou mais	0,8679	0,8738	49 ou mais	0,8819	0,8851
Pessoa de Ref.	0,1212	0,1179	Pessoa de Ref.	0,1140	0,1139
Região: Norte	0,2509	0,2465	Região: Norte	0,2790	0,2660
RJ+ES+MG	0,2595	0,2473	RJ+ES+MG	0,2927	0,2674
SP	0,5725	0,5898	SP	0,6027	0,6073
Sul	0,2854	0,2940	Sul	0,3155	0,3084
Centro-Oeste	0,3352	0,3367	Centro-Oeste	0,3612	0,3536
<i>n</i>	54,757	54,757	<i>n</i>	54,757	54,757
Coef. Determin. Ajustado	0,5839	0,5965	Coef. Determin. Ajustado	0,5831	0,5950

Obs.: a notação *ns* significa que os coeficientes não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 5%.

O que observamos é que quando incluímos as variáveis associadas às condições socioeconômicas da família, a taxa de retorno da educação cai 18% na equação (1) - de 12,0% para 9,8% - e mais ainda no modelo (26) - as taxas de retorno para o primário, ginásio, colegial e superior, que eram de 11,3%, 6,6%, 13,0% e 17,1%, respectivamente, passam para 9,7%, 5,2%, 10,6% e 13,8%, com reduções de 14,2% a 21,2% -, indicando em que medida estes coeficientes estavam viesados. Ao realizar os testes usuais para verificar a significância dos coeficientes de regressão das variáveis associadas às condições socioeconômicas da família, todos apontaram que eles são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%, fornecendo-nos indicações que elas foram corretamente incluídas nos modelos da coluna (b), já que exercem uma influência direta sobre os rendimentos. Desta forma, podemos afirmar que a tendenciosidade provocada pela omissão dos fatores associados às condições socioeconômicas na equação de rendimentos é de considerável magnitude. O artigo de Lam e Schoeni (1993) já mostrava que a inclusão da escolaridade dos pais da pessoa reduz a estimativa da taxa de retorno da educação em cerca de 14%. Essa redução chega a superar 34% quando são incluídas as escolaridades da esposa e dos sogros. Cabe ressaltar que tanto a especificação do modelo da equação de rendimento como a delimitação da amostra são diferentes daquelas aqui utilizadas.<sup>14</sup>

Um outro resultado que reforça a conclusão do parágrafo anterior é que as contribuições marginais da educação diminuem cerca de 50% nas estimações dos dois modelos, o que significa que houve uma redução relevante no poder de explicação da escolaridade da pessoa quando as características dos pais são incluídas na equação de regressão. Ademais, mesmo descontados os efeitos da educação, ainda sobra uma pequena, mas significativa, contribuição marginal das três variáveis que mensuram as condições socioeconômicas da família, o que indica novamente que elas são relevantes na conformação dos rendimentos individuais.

**Tabela 4**  
**Contribuição Marginal (%) de Alguns Fatores**  
**para a Soma de Quadrados da Regressão**

Fator	Equação (1)		Equação (26)	
	Contrib. Marginal (%) para o modelo		Contrib. Marginal (%) para o modelo	
	(a)	(b)	(a)	(b)
Escolaridade	24,19	11,64	24,09	11,43
Esc.Pai		0,22		0,22
Esc.Mãe		0,30		0,30
Grupos Ocup.Pai		0,30		0,34

14 Foi utilizada um amostra de homens na idade de 30 a 55 anos, com rendimentos positivo, da PNAD de 1982.

É possível que a influência das condições socioeconômicas da família esteja superestimada pelos motivos que discutimos anteriormente: ela pode estar captando os efeitos das habilidades individuais e das características de personalidade que afetam diretamente os rendimentos. Entretanto, verifica-se que os resultados são bastante significativos, indicando a existência de um considerável efeito da escolaridade e do *status* socioeconômico dos pais sobre o rendimento dos filhos. Podemos argumentar que mesmo levando em conta que a correlação entre os fatores associados às condições socioeconômicas e estes atributos seja forte, não é perfeita e, portanto, eles captariam apenas **alguma** influência dos últimos; o restante seria decorrente da existência de um efeito direto. Por outro lado, podemos acrescentar que as variáveis utilizadas para retratar as condições socioeconômicas da família - escolaridades dos pais e grupo de ocupação do pai - são insuficientes para mensurá-las. Como já explicamos, uma forma mais apropriada de se fazer isto seria empregar adicionalmente outras variáveis, como a renda dos pais e o grau de riqueza familiar. Entretanto, não dispomos destas informações. Nestes termos, indicamos que a influência do ambiente socioeconômico da família sobre os rendimentos deve estar subestimada. Vale dizer que a magnitude deste viés dependerá da correlação existente entre as variáveis empregadas e as outras não disponíveis. Se esta for forte, a omissão da renda dos pais ou da riqueza familiar terá importância reduzida.

Passemos agora a estimar o modelo (1) pelo MVI, para tratar dos possíveis problemas de erros de medida na educação e da endogeneidade desta variável. Como já explicamos, em princípio os únicos candidatos disponíveis para serem utilizados como instrumentos são os fatores associados às condições socioeconômicas da família. Entretanto, pudemos verificar, pelas estimações anteriores, que eles não satisfazem a condição expressa na equação (9) - de que eles não afetem diretamente os rendimentos -, o que invalidaria o emprego deles. Mesmo assim, diversos trabalhos acabam utilizando-os e tal procedimento parece útil para estabelecer um ponto de debate e apresentar a metodologia que geralmente é utilizada nestas análises. Contudo, fica a ressalva de que devemos olhar com desconfiança para os resultados apresentados.

Estimamos quatro equações de rendimento pelo método de mínimos quadrados em dois estágios, utilizando para as três primeiras um instrumento por vez (as variáveis binárias referentes a uma das características do pai ou da mãe) e, para a última, todos os fatores associados às condições socioeconômicas da família conjuntamente. Os resultados aparecem na Tabela 5.

**Tabela 5**  
**Estimação por MVI**

Variáveis	Coeficientes conforme variáveis instrumentais utilizadas				
	VI esc.pai	VI esc.mãe	VI grupos ocup.	VI todas	
Constante	1,6867	1,6938	1,6721	1,6691	
ID=Idade/10	0,4965	0,4932	0,5053	0,4986	
(ID) <sup>2</sup>	-0,0452	-0,0446	-0,0463	-0,0447	
<b>Escolaridade</b>	<b>0,1548</b>	<b>0,1586</b>	<b>0,1487</b>	<b>0,1611</b>	
Cor	Branca	0,0759	0,0725	0,0858	0,0718
	Amarela	0,2070	0,1963	0,2263	0,1980
	Indígena	-0,0793 <i>ns</i>	-0,0818 <i>ns</i>	-0,0785 <i>ns</i>	-0,0806 <i>ns</i>
	Parda	0,0105 <i>ns</i>	0,0100 <i>ns</i>	0,0138 <i>ns</i>	0,0107 <i>ns</i>
Área	Urbana	0,1086	0,1067	0,1106	0,0995
Setor	Indústria	0,2820	0,2788	0,2829	0,2617
	Serviços	0,1456	0,1388	0,1525	0,1207
Posição	Empregados	0,1083	0,1004	0,1233	0,0891
	Func. Públ.	0,0901	0,0741	0,1200	0,0561
	Conta-Própria	0,1956	0,1894	0,2082	0,1778
	Empregadores	0,7682	0,7551	0,7975	0,7472
Escol. Pai	Nível 5		0,1367	0,1862	
	Nível 4		0,0216 <i>ns</i>	0,0427 <i>ns</i>	
	Nível 3		-0,0237 <i>ns</i>	-0,0123 <i>ns</i>	
	Nível 2		-0,0353	-0,0190 <i>ns</i>	
Escol. Mãe	Nível 5	0,0999		0,0757	
	Nível 4	0,0740		0,0742	
	Nível 3	0,0240 <i>ns</i>		0,0401	
	Nível 2	-0,0264		-0,0107 <i>ns</i>	
Grupos Ocup. Pai	Nível 6	0,1151	0,0505 <i>ns</i>		
	Nível 5	0,0620	0,0443		
	Nível 4	-0,0021 <i>ns</i>	-0,0123 <i>ns</i>		
	Nível 3	-0,0326	-0,0367		
	Nível 2	-0,0541	-0,0560		
Horas Trab.	de 15 a 39	0,4181	0,4159	0,4182	0,4133
	de 40 a 44	0,7725	0,7702	0,7722	0,7664
	de 45 a 48	0,7891	0,7881	0,7866	0,7854
	49 ou mais	0,9434	0,9423	0,9430	0,9403
Pessoa de Ref.		0,4593	0,4600	0,4559	0,4615
Região	Norte	0,2361	0,2379	0,2438	0,2355
	RJ+ES+MG	0,2292	0,2280	0,2319	0,2191
	SP	0,5544	0,5506	0,5567	0,5396
	Sul	0,2739	0,2737	0,2812	0,2617
	Centro-Oeste	0,3089	0,3087	0,3168	0,3042
<i>n</i>		54,757	54,757	54,757	54,757
Teste de Bassman		12,45 ***	6,31 ***	14,55 ***	19,29 ***
Teste de Hausman		137,28 ***	214,97 ***	181,08 ***	1438,73 ***
Coef. Determin. Ajustado		0,5346	0,5326	0,5377	0,5293

Obs: a notação *ns* assinala os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%. A notação \*\*\* indica que os testes são significativos a 1%.

De início, três coisas devem ser analisadas, conforme proposto por Bound *et al.* (1995): a qualidade das variáveis instrumentais utilizadas, se os problemas ligados aos erros de medida na educação e à endogeneidade desta variável são significativos e a validade dos instrumentos. Para verificar a qualidade dos instrumentos, como discutimos na seção 3.1, devemos testar se eles são fortemente correlacionados com a educação, já que, em caso contrário, apenas uma pequena associação entre o termo aleatório da equação de rendimento e a variável instrumental pode levar a uma grande inconsistência dos estimadores. Nestes termos, aplicamos o teste F no primeiro estágio da estimação para investigar se, conjuntamente, os coeficientes associados aos instrumentos excluídos da equação de rendimento são estatisticamente diferentes de zero (quer dizer, verificar se são relevantes para explicar o grau de escolaridade atingido por uma pessoa). Nas quatro equações, os valores obtidos foram bem altos, mostrando que eles são significativos ao nível de 1%, o que nos leva a concluir que os instrumentos propostos são muito bons tendo em vista esta condição: exercem uma influência direta sobre a educação e são fortemente correlacionados com ela.

A segunda questão pode ser analisada testando se os coeficientes obtidos pelo MVI são estatisticamente diferentes dos obtidos pelo MMQ. Se não forem, os problemas provocados pelos erros de medida na educação e pela endogeneidade desta variável não serão significativos, não justificando o emprego do MVI para corrigi-los. Isto pode ser feito pelo teste de Hausman, cujos resultados são apresentados na Tabela 5. Podemos verificar também que, nas quatro equações os coeficientes de regressão obtidos são estatisticamente diferentes dos estimados pelo MMQ, mostrando que os dois problemas citados são relevantes e, conseqüentemente, o uso de variáveis instrumentais é recomendado.

Por último, para a validação das variáveis instrumentais, deve-se investigar se os instrumentos não exercem uma influência direta sobre os rendimentos (que dizer, se eles não são correlacionados com o termo aleatório da equação de rendimento). Resultados anteriores já indicaram que no caso dos dados analisados ocorre aquela influência direta. Costuma-se verificar esta hipótese por meio de testes de superidentificação (teste de Bassman). A idéia é relativamente simples: caso o valor do teste dê muito alto (significativo), concluímos que existem evidências de que as variáveis exógenas do modelo foram indevidamente excluídas da equação de rendimento (no caso, as variáveis associadas às condições socioeconômicas da família). Podemos observar na Tabela 5 que em todas as equações o teste de Bassman deu significativo, fornecendo-nos evidências de que os instrumentos utilizados não deveriam ter sido excluídos das equações, já que exercem uma influência direta sobre os rendimentos. Assim, estes resultados confirmam o que já tínhamos apontado. Neste sentido, não seria apropriado estimar as equações pelo MVI utilizando os fatores associados às condições socioeconômicas da família como variáveis instrumentais, já que os estimadores dos parâmetros podem ser mais



inconsistentes do que os do MMQ. Desta forma, somos forçados a admitir que as estimativas apresentadas são pouco confiáveis e, portanto, devem ser vistas com reservas.

Para analisar os resultados propriamente ditos, seria mais correto, em primeiro lugar, comparar as três primeiras colunas da Tabela 5 com a equação (1) - coluna (b) da Tabela 3, onde a hipótese de linearidade entre os anos de escolaridade e o logaritmo do rendimento está presente e admitirmos que as condições socioeconômicas da família afetam os rendimentos em ambos os casos. O que notamos é que na Tabela 5 as taxas de retorno da escolaridade ficam aproximadamente entre 16,0% e 17,2%, ou seja, são 63% a 76% maiores do que o valor anteriormente estimado, de 9,8%. Comparando também a última coluna com a coluna (a) da Tabela 3 (onde as condições socioeconômicas da família não estariam especificadas no modelo), podemos verificar que a taxa de retorno obtida para a educação é 46% maior. Desta forma, podemos apontar que nos dois casos o viés associado com os problemas de endogeneidade da educação e de erros de medida pode ser relativamente grande, mas consistente com a magnitude encontrada em outros trabalhos (ver, por exemplo, Ashenfelter e Rouse, 1995 e Card, 1993). Cabe citar também que há uma certa estabilidade para as estimativas obtidas, mesmo utilizando diferentes instrumentos, o que é algo positivo. Entretanto, reiteramos uma vez mais que estes resultados podem estar bastante distorcidos em virtude do fato de as variáveis usadas como instrumentais terem efeito direto sobre os rendimentos.

Em suma, podemos apontar que os problemas referentes à correlação do termo aleatório da equação de rendimentos com a variável educação e/ou à omissão dos fatores associados às condições socioeconômicas da família são significativos na amostra, o que introduz um viés de considerável magnitude nas estimativas da taxa de retorno da escolaridade. Os resultados obtidos indicam que a omissão daquelas variáveis socioeconômicas causa um viés positivo próximo dos 20%. Por outro lado, não temos segurança para indicar a grandeza do viés negativo causado pelos demais problemas mencionados. Usando variáveis referentes às condições socioeconômicas dos pais como variáveis instrumentais, a taxa de retorno da educação estimada tornou-se cerca de 46% a 76% maior, mais do que compensando a redução na estimativa da taxa de retorno causada pela inclusão dessas variáveis. Sabemos, entretanto, que aquelas variáveis não têm as propriedades essenciais de uma boa variável instrumental.

## 5 Conclusões

Vimos que as mudanças na especificação da equação de rendimentos e no método de estimação podem ser extremamente importantes para avaliar a qualidade das estimativas do

retorno da educação no Brasil. Entretanto, uma limitação ainda a ser superada para poder aplicá-los refere-se à falta de dados. É de amplo conhecimento a excelência e a importância das informações coletadas pela PNAD no contexto brasileiro, mas em algum momento talvez seria relevante complementar o suplemento de mobilidade social com outras variáveis como a renda dos pais, ou efetuar uma pesquisa específica, dada a importância do tema.

É evidente que os problemas associados à aplicação do MMQ não se restringem apenas aos três discutidos. Pode-se argumentar, por exemplo, que a experiência profissional também sofre do problema de endogeneidade ou que é importante especificar no modelo a qualidade do ensino recebido.

Não existe ainda consenso de que os fatores associados às condições socioeconômicas da família afetam diretamente os rendimentos individuais, ainda que isto não seja verdadeiro para as habilidades individuais. Contudo, foi possível verificar que este não é o caso do Brasil, como antes já tínhamos argumentado. A omissão destes fatores no modelo pode introduzir um significativo viés positivo nas estimativas referentes à educação, ficando mais claro este fato no caso de especificarmos o modelo sem pressupor a existência de uma relação linear entre a educação e o logaritmo neperiano do rendimento. Nota-se que no País ainda são poucas as iniciativas de introduzir estes fatores nas análises econométricas dos efeitos da educação sobre os rendimentos individuais, cabendo destacar o artigo de Lam e Schoeni (1993). Utilizando uma PNAD anterior, ele encontrou resultados semelhantes para 1982, indicando a **persistência** da importância dos fatores associados às condições socioeconômicas na conformação dos rendimentos individuais no Brasil. Entretanto, vale argumentar que a inclusão de variáveis associadas às condições socioeconômicas no modelo pode agravar os problemas causados por erros de medida, levando a subestimar a taxa de retorno da educação.

Por outro lado, como foi visto neste artigo, é muito difícil mensurar a tendenciosidade provocada pelos erros de medida ou pela endogeneidade da escolaridade (quando o termo aleatório da equação de rendimento é correlacionado com a educação). As estimativas obtidas pelo MVI sugerem um viés negativo bem superior ao viés positivo causado pela omissão das variáveis associadas às condições socioeconômicas da família. Mas não há como negar a má qualidade dos instrumentos empregados, o que pode distorcer em muito os resultados obtidos. Pode acontecer até que os estimadores obtidos pelo MVI sejam mais inconsistentes do que aqueles obtidos pelo MMQ. Cabe ressaltar que a literatura internacional não tem dado a atenção devida a este fato. Assim, temos mais segurança em apontar apenas a tendenciosidade provocada pela omissão dos fatores associados às condições socioeconômicas da família.

Desta forma, podemos observar que a tarefa de estimar a taxa de retorno da escolaridade é mais complexa do que parece, o que exige cuidado nas pesquisas que buscam compreender

a funcionalidade da educação em temas correlatos como o da distribuição da renda e do combate à pobreza. Neste trabalho, encontramos uma taxa de retorno da educação mais próxima dos 9,8% do que dos 12,0%, e se quebrarmos a hipótese da relação linear entre a educação e o logaritmo neperiano do rendimento, a taxa para o primário, ginásio, colegial e nível superior fica mais perto dos 9,7%, 5,2%, 10,6% e 13,8%, respectivamente, do que dos 11,3%, 6,6%, 13,0% e 17,1%, respectivamente. Cabe enfatizar que estas estimativas podem estar bastante viesadas devido aos erros de medida na educação e à endogeneidade desta variável.

## Bibliografia

- Ashenfelter, O., Rouse, C. *Schooling, intelligence and income in America: cracks in the bell curve*. Cambridge, MA. National Bureau of Economic Research (Nber), 1995 (Working Paper Series, n. 6902).
- Becker, G. *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Nova York: Columbia University Press, 1964.
- Bound, J., Jaeger, D.; Baker, R. Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variables is weak. *Journal of the American Statistical Association*, v. 90, p. 443-450, 1995.
- Bowles, S. Schooling and inequality from generation to generation. *Journal of Political Economy*, v. 80, 1972.
- \_\_\_\_\_ Understanding unequal economic opportunity. *American Economics Review*, v. LXIII, n. 2, 1973.
- Card, D. *Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling*. Cambridge, MA. National Bureau of Economic Research (Nber), 1993 (Working Paper Series, n. 4483).
- \_\_\_\_\_ The causal effects of education on earnings. In: Ashenfelter, O.; Card, D. (orgs.), *Handbook of Labor Economics*, v. 3, 1999.
- Griliches, Z. Estimating the returns to schooling: some econometric problems. *Econometrica*, v. 45, n. 1, p. 1-22, 1977
- Hoffmann, R. Mensuração da desigualdade e pobreza no Brasil. In: Henriques, R., *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

- Isacsson, G. Estimates of the return to schooling in Sweden from a large sample of twins. *Labor Economics*, n. 6, p. 471-489, 1999.
- Jencks, C. *A Reassessment of the effect of family and schooling in America*. Nova York: Basic Book, 1972.
- Lam, D. Marriage markets and assortative mating with household public goods: theoretical results and empirical implications. *J. Human Resources*, n. 23, p. 462-87, Fall 1988.
- Lam, D., Schoeni, R. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, v. 101, n. 4, p. 710-740, 1993.
- Levin, J., Plug, E. Instrumenting education and the returns to schooling in the Netherlands. *Labor Economics*, n. 6, p. 521-534, 1999.
- Mincer, J. *Schooling, experience and earnings*. Nova York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- Pastore, J., Silva, N. *Mobilidade social no Brasil*. São Paulo: Makron, 2000.
- Ramos, L., Vieira, M. A relação entre educação e salários no Brasil. In: *A economia brasileira em perspectiva*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996.
- Savedoff, W. Os diferenciais de regionais de salários no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 3, p. 521-555, 1990.
- Ueda, E. *Educação e rendimento: uma abordagem econométrica*. 2001. Dissertação (Mestrado), Unicamp/IE, Campinas.
- Willis, R. Wage determinants: survey and reinterpretation of human capital earnings function. In: Ashenfelter, O., Layard, R (orgs.), *Handbook of labor economics*, v. 3, 1986.

# Déficit habitacional e desigualdade da renda familiar no Brasil\*

Fernando Garcia<sup>§</sup>  
André Marques Rebelo<sup>□</sup>

## RESUMO

Este artigo apresenta um modelo de investimento habitacional simples, baseado em Rebelo (1998a e 1998b), o qual é empregado para avaliar a influência da desigualdade da distribuição de renda familiar sobre a probabilidade de pertinência ao déficit habitacional brasileiro no ano de 1998. Para estimar o déficit habitacional foram empregados a metodologia desenvolvida por Gonçalves (1997) e os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1998. Uma vez que a medida de déficit habitacional é discreta (0,1), quando se trata de observações individuais, e contínua no intervalo entre 0 e 1, para os agregados regionais, as estimativas de elasticidade são realizadas com base em modelos *logit* e logístico. A análise econométrica, ao indicar que a distribuição da renda é variável fundamental na explicação dos determinantes do déficit habitacional, fornece elementos importantes para a discussão de políticas habitacionais. Em particular, ela nos permite estimar o volume de transferências necessárias à erradicação do déficit habitacional.

**Palavras-chave:** demanda habitacional, déficit habitacional, distribuição de renda, políticas habitacionais.

## ABSTRACT

This paper presents a simple housing investment model, which is based on developments made by Rebelo (1998a, 1998b), in order to analyze the influence of household income inequality on the probability of a family to belong to the Brazilian housing deficit. This deficit is estimated according to the methodology developed by Gonçalves (1997) and it uses data from the National Survey of Household Samples (PNAD) of 1998. Since the housing deficit is a binary measure (0,1), for individual cases, and a continuous measure in the 0-1 range, for the cases of regions means, the elasticity estimates are based on *logit* and logistic models. The econometric analysis supplies important elements to the discussion of housing policies in Brazil, considering that it stresses the strong influence of income inequality on housing deficit. In special, this analysis allow us to estimate the amount of subsidies needed to eradicate the Brazilian housing deficit.

**Key words:** housing demand, housing deficit, income distribution, housing policies.

**JEL classification:** R21

---

\* Agradecemos os comentários e sugestões de Maria Carolina da Silva Leme, Ana Maria Castelo, Rogério César de Souza, Samir Cury e Andrea Camara Bandeira dirigidos a versões preliminares deste estudo. Também somos gratos aos pareceristas anônimos desta revista, os quais forneceram valiosas sugestões. Não obstante, qualquer erro ou omissão que tenha restado é de nossa inteira responsabilidade.

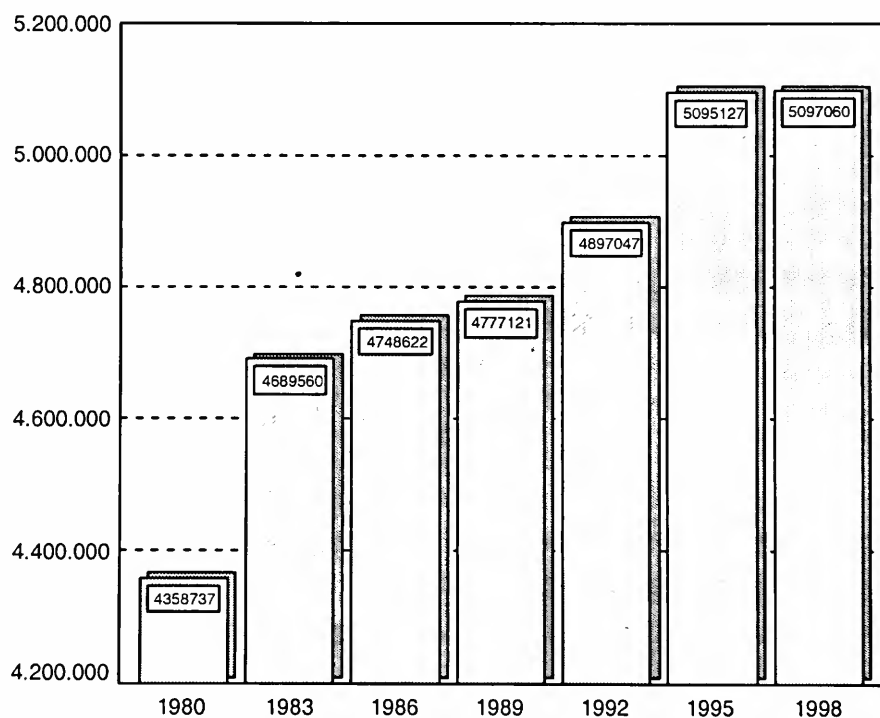
§ Professor Adjunto da Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas.

□ Mestre pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas e Assessor Econômico da FIESP.

## 1 Introdução

O déficit habitacional é, sem dúvida alguma, um dos problemas sociais mais graves do Brasil. Segundo estimativas de Gonçalves (1997a), baseadas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD, o número de famílias que não dispunham de habitação condigna<sup>1</sup> passou de 4,476 milhões, em 1981, para 5,095 milhões em 1995.<sup>2</sup> Estimativas próprias do déficit habitacional, construídas com base nas estatísticas da PNAD de 1998, e que empregam a mesma metodologia de Gonçalves (1997a e 1997b), mostram um quadro de estagnação: em 1998, o déficit habitacional ainda atingia cifras elevadas (5,097 milhões), tendo regredido apenas o número de famílias em habitações inadequadas - de 2,025 milhões, em 1995, para 1,791 milhão em 1998.<sup>3</sup> O Gráfico 1 ilustra essa evolução no período 1980 a 1998, considerando intervalos de três anos.

**Gráfico 1**  
**Evolução do Déficit Habitacional Brasileiro**



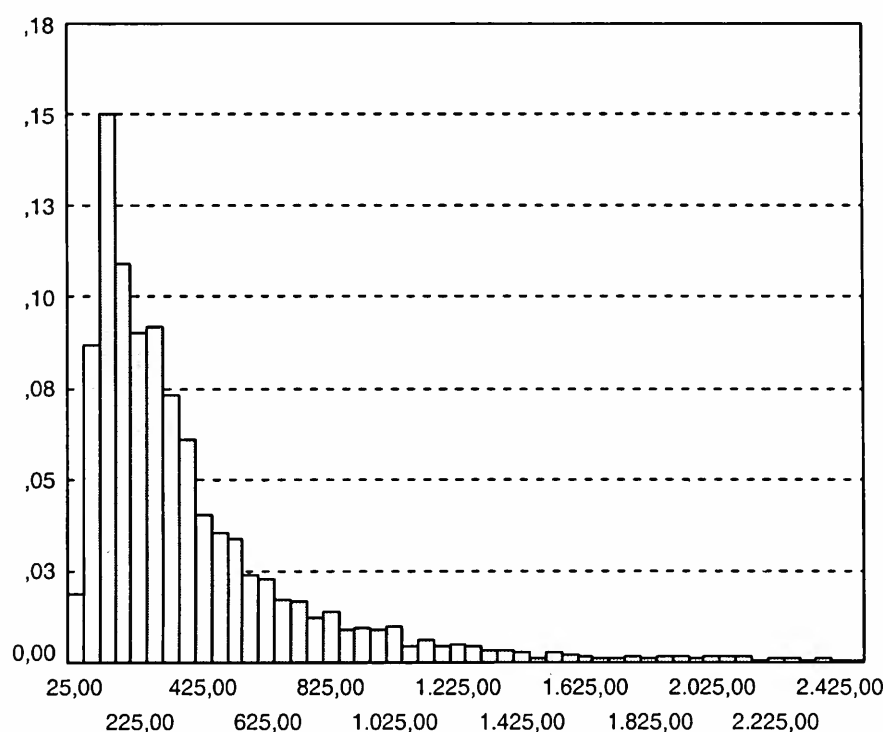
Fonte: Gonçalves (1997a) e cálculos próprios, com base em FIBGE (1998).

- 1 O conceito de déficit habitacional empregado por Gonçalves (1997a e 1997b) inclui as habitações inadequadas moradias improvisadas, rústicas (habitações feitas com material de parede inadequado) e os cômodos alugados ou cedidos - e as moradias em que há coabitação - mais de uma família no domicílio.
- 2 Apesar do crescimento em termos absolutos, o déficit relativo, ou seja, a razão entre o número de famílias no déficit habitacional e o total de domicílios, regrediu em igual comparação. Em 1981, o déficit relativo era de 17,2% e em 1995 atingia 13,1%.
- 3 A Tabela A.1, anexa, apresenta essas estatísticas em detalhes, sua decomposição e sua distribuição por unidade da federação brasileira em 1998.

Esse problema é fruto, ao menos em parte, da estrutura de financiamento habitacional cristalizada no Sistema Financeiro da Habitação (SFH), o qual não foi sequer capaz de financiar a quarta parte da demanda por habitação nos últimos trinta anos. (Castelo, 1997)<sup>4</sup> Segundo a opinião de alguns autores (Pontual, 1995; Castelo, 1997; Gonçalves, 1997a; e Rebelo, 1998a), em mais de trinta anos de operação a atuação do SFH tampouco foi justa, do ponto de vista social, porquanto o sistema acabou se especializando no financiamento de habitações voltadas para famílias de renda média e média-alta, inclusive com aportes de subsídios implícitos e não previstos.

Porém, o principal fator determinante do déficit habitacional é, sem dúvida, a carência de renda das famílias que a ele pertencem. As estimativas de Gonçalves (1997b) indicam que havia, em 1995, elevadíssima concentração do déficit habitacional nos estratos com renda inferior a cinco salários mínimos - mais de 90%, no caso de moradias rústicas. O Gráfico 2, que traz a distribuição do déficit em 1998 por faixa de renda familiar, corrobora essa idéia. Nesse ano, a renda média das famílias pertencentes ao déficit habitacional era de R\$ 270,43 por mês, sendo que quase 60% dessas unidades domiciliares possuía renda familiar inferior a R\$ 500,00 mensais.

**Gráfico 2**  
**Distribuição do Déficit Habitacional por Faixa de Renda Familiar (R\$), 1998**



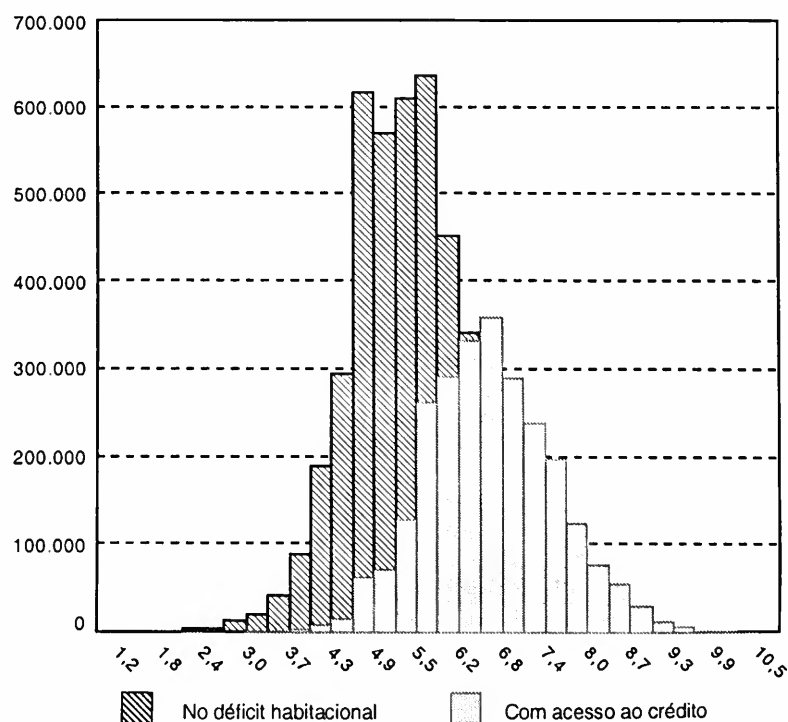
Fonte: FIBGE (1998). Cálculos próprios.

4 A ausência ou a precariedade de políticas regionais e locais também contribuiu para isto.

Outro ponto que chama a atenção é o fato de as evidências mostrarem a incapacidade de a política habitacional permitir o acesso dos pobres ao crédito. Uma rápida observação da distribuição da população com acesso efetivo ao crédito habitacional - obtida a partir da variável V0207 da PNAD (domicílios próprios ainda pagando) - e da distribuição da população no déficit habitacional, ambas com base nas informações na PNAD de 1998, nos permitem verificar diferenças significativas de perfil econômico das duas populações. A renda familiar média da população com acesso ao crédito habitacional era de R\$ 897,85 naquele ano, ao passo que a renda familiar média da população no déficit habitacional era de apenas R\$ 270,43, como já mencionado. Ou seja, a população com acesso ao crédito habitacional tinha, em média, uma renda familiar 3,3 vezes maior do que a das famílias no déficit habitacional.

O histograma das duas distribuições, apresentado no Gráfico 3, reforça essa evidência: claramente, o crédito habitacional é destinado, em sua maior parte, à população de maior renda.<sup>5</sup> A PNAD de 1998 também revela que das 5 milhões de famílias no déficit habitacional, apenas 3,9% estava morando em domicílio próprio ainda sendo pago, ou seja, em uma moradia cuja aquisição recebeu crédito habitacional. Nesse sentido, como a probabilidade de obter crédito está positivamente associada à renda, a própria desigualdade de renda acaba promovendo a distribuição concentrada do crédito habitacional.

**Gráfico 3**  
**Distribuições das Famílias Brasileira no Déficit Habitacional e daquelas com Acesso ao Crédito, por Faixa de Renda Familiar (ln), 1998**



Fonte: FIBGE (1998). Cálculos próprios.

5 Os valores de renda familiar estão em escala logarítmica natural para facilitar a visualização.



O presente estudo procura identificar e analisar as variáveis econômicas que afetam o déficit habitacional brasileiro. Para tal, apresenta-se um modelo dinâmico, de equilíbrio parcial, que analisa os determinantes do investimento habitacional (seção 2). Este modelo, baseado nas hipóteses de mercado de capitais perfeito e demanda determinada pela renda permanente, pela taxa de juros e pelo crescimento populacional, permite estabelecer uma relação teórica entre o nível de renda (e a desigualdade de sua distribuição) e o déficit habitacional. Com base no modelo, e na hipótese de segmentação do mercado imobiliário, são estabelecidas regras de agregação que separam a população em duas classes: a das famílias que têm suas necessidades habitacionais satisfeitas e as que não as têm. Essa relação, embora intuitiva, não havia sido explorada pela literatura até então.<sup>6</sup>

Na seqüência (seção 3), são apresentadas as estatísticas brasileiras de déficit habitacional para o ano de 1998, e estima-se, por meio de modelos *logit*, em que medida o nível de renda familiar e a desigualdade de sua distribuição - medida pelo índice de Gini - afetam a probabilidade de determinada família pertencer ao déficit. Nesta análise, as unidades da federação são usadas como observações. Ainda na mesma seção são empregados os microdados da PNAD em regressões logísticas, que relacionam o fato de uma família pertencer ao componente de inadequação, ao de coabitação e ao déficit, com sua renda permanente - renda corrente e acumulada, que é aproximada pela disponibilidade de eletrodomésticos e pela idade média dos chefes de família. Também são considerados aspectos como a localização geográfica - unidades da federação e tipo de região (rural, urbana ou metropolitana) -, o adensamento populacional do domicílio (número de moradores) e a idade do chefe de família. O artigo encerra com algumas considerações sobre política habitacional, com destaque para a estimação do volume de recursos necessários à extinção do déficit habitacional brasileiro.

## 2 Investimento residencial

Para se analisar os fatores que afetam o déficit habitacional é necessário, antes de tudo, identificar as variáveis-chave do mercado habitacional. Nesta seção é apresentado um modelo dinâmico de equilíbrio parcial, baseado em Rebelo (1998a e 1998b), que analisa os fatores determinantes do investimento habitacional. Este modelo, inspirado nas abordagens tradicionais

---

6 A esses dois fatores poder-se-ia acrescentar o fato de que há restrição de crédito às famílias de baixa renda, algo que não é tratado neste artigo. Contudo, como se viu, a própria distribuição do crédito habitacional no Brasil parece estar associada à distribuição da renda, o que nos permite desconsiderar essa questão. Sobre esse assunto, veja Neri e Carvalho (1998), que discutem a distribuição do crédito por faixa de renda com base em dados do extinto Banco Nacional da Habitação (BNH).

da literatura sobre investimento imobiliário - Muth (1960) e Muth e Goodman (1989) -, considera que o mercado de serviços habitacionais - o fluxo derivado de determinado estoque de capital habitacional - é, por hipótese, homogêneo (de mesma qualidade, localização etc.).<sup>7</sup> O bem-estar de uma família é, por construção, função crescente do estoque de capital em sua posse.

Supõe-se que a economia possui, a cada instante do tempo,  $N_t$  famílias com preferências iguais, as quais crescem a uma taxa constante  $\mu$ . A demanda por imóveis da família representativa depende diretamente de sua renda permanente e inversamente do valor do serviço do estoque de capital, o qual é chamado de aluguel. Assim, a demanda por aluguel de moradias é dada pela equação linear a seguir:

$$k_t^d = \alpha_t y_t^p - \beta R_t \quad (1)$$

em que  $k_t^d = K_t^d / N_t$  é a demanda da família representativa,  $K_t^d$  é a demanda por estoque de capital habitacional total da economia,  $y_t^p$  é a renda permanente da família e  $R_t$  é o valor pago de aluguel por unidade de capital habitacional, medido em unidades de custo de construção  $p_{ht}$ .  $t$  denota o tempo. Os parâmetros comportamentais  $\alpha$  e  $\beta$  da equação (1) representam o impacto positivo de um incremento na renda permanente e o impacto negativo de um aumento do aluguel.

A oferta de capital habitacional é dada pelo estoque de construções existentes. Este estoque é resultado de decisões tomadas no passado, sendo fixo no curto prazo. É possível representar a oferta de curto prazo por  $K_t^o = K_0^o$  ou, dividindo ambos os lados por  $N_t$ , pela equação (2), que é a mesma igualdade expressa em termos unitários - "por família"

$$k_t^o = k_0^o \quad (2)$$

No curto prazo, o valor do aluguel é determinado pelo equilíbrio entre a demanda e a oferta, condição expressa pela equação (3). Essa expressão simplesmente diz que quanto maior a

7 Um bem de capital com essas características poderia ser medido em m<sup>2</sup> de construção, por exemplo.

renda permanente, maior o valor do aluguel, e que a um maior estoque de capital habitacional por família está associado um menor valor de aluguel. Deve-se notar, também, que a sensibilidade da demanda em relação ao preço dos serviços de habitação interfere negativamente sobre o aluguel: quanto maior  $\beta$ , menor o aluguel de equilíbrio.

$$R_t = \frac{\alpha_t y_t^p - k_t}{\beta} \quad (3)$$

À maneira de Tobin, define-se  $q_t$  como a razão entre o preço de mercado ( $p_t$ ) e o custo de reposição de uma unidade de capital habitacional no período  $t$  ( $p_{ht}$ ). Quando  $q_t > 1$ , o preço de mercado de uma unidade habitacional é maior que o custo de construção de uma unidade idêntica. Neste caso, há um incentivo ao investimento, ou seja, à construção de novas unidades habitacionais. Por outro lado, se  $q_t < 1$ , é mais barato comprar uma casa pronta do que construir uma nova; neste caso, o mercado não tem incentivos para investir em construção.

Supondo que o custo de construção é constante e igual à unidade,  $q_t$  passa a ser o valor de mercado dos imóveis. Este, por sua vez, varia de acordo com a rentabilidade, líquida da depreciação, proporcionada pela renda de aluguel. O retorno da locação é dado pela razão entre o valor total à disposição do proprietário no período seguinte - o novo valor de mercado do imóvel ( $q_{t+1}$ ), mais o valor do aluguel ( $R_t$ ), menos a depreciação ( $\delta q_{t+1}$ ) - e o valor do imóvel no período inicial ( $q_t$ ). Considerando o tempo contínuo, pode-se expressar o retorno de um investimento habitacional da seguinte forma:

$$\text{Retorno} = \frac{\dot{q}_t + R_t - \delta q_t}{q_t}$$

No mercado de capitais perfeito, as famílias arbitram entre os ganhos com aluguel e aqueles obtidos no mercado de ativos financeiros. Se a renda de aluguel, líquida da depreciação, for superior à taxa de juros definida pelo mercado financeiro, as famílias irão tomar empréstimos bancários para investir em habitação. Definindo  $r$  como a taxa de juros de equilíbrio no mercado financeiro, vale a seguinte igualdade entre rentabilidades:

$$r = \frac{\dot{q}_t + R_t - \delta q_t}{q_t}, \text{ ou ainda, } \dot{q}_t = (r + \delta)q_t - R_t.$$

Substituindo o resultado acima na equação (3), obtém-se a equação que expressa a evolução no tempo da relação entre o custo de reposição de uma unidade de capital habitacional ( $p_{ht}$ ) e seu preço de mercado ( $p_t$ ):

$$\dot{q}_t = (r + \delta)q_t - \frac{\alpha y_t^p - k_t}{\beta} \quad (4)$$

Por definição, a variação do estoque de capital num dado momento é dada pelo investimento, menos a depreciação:  $\dot{K}_t = I_t - \delta K_t$ . Dividindo ambos os lados da equação pelo número de famílias, obtém-se:

$$\frac{\dot{K}_t}{N_t} = \frac{I_t}{N_t} - \frac{\delta K_t}{N_t}$$

Como  $k_t$  é o estoque de capital habitacional por família, sua variação no tempo é dada por:

$$\dot{k}_t = \frac{\dot{K}_t}{N_t} - \mu k_t, \text{ ou ainda, } \frac{\dot{K}_t}{N_t} = \dot{k}_t + \mu k_t$$

Definindo  $i_t$  como o investimento da família representativa no tempo  $t$ , pressupõe-se que ele seja função crescente de  $p_t$ , em que:  $p_t = q_t - 1$ .<sup>8</sup> Neste caso, quando o mercado imobiliário está em equilíbrio,  $q_t = 1$  e  $p_t = 0$ . A função investimento  $i_t = i(p_t) = \rho \cdot p_t = \rho q_t - \rho$ , em que  $\rho > 0$  é um parâmetro institucional.<sup>9</sup> Quando  $q_t = 1$ ,  $i(\cdot) = 0$ , ou seja, não há investimento. Desta forma:

$$\dot{k}_t = \rho(q_t - 1) - (\mu + \delta)k_t \quad (5)$$

8 Note-se que a variável  $p_t$  é definida como o  $q$  de Tobin, descontada a unidade.

9 Esse parâmetro institucional pode refletir uma série de fatores que influenciam o investimento, que vão desde questões associadas ao direito de propriedade até aspectos regionais idiossincráticos.

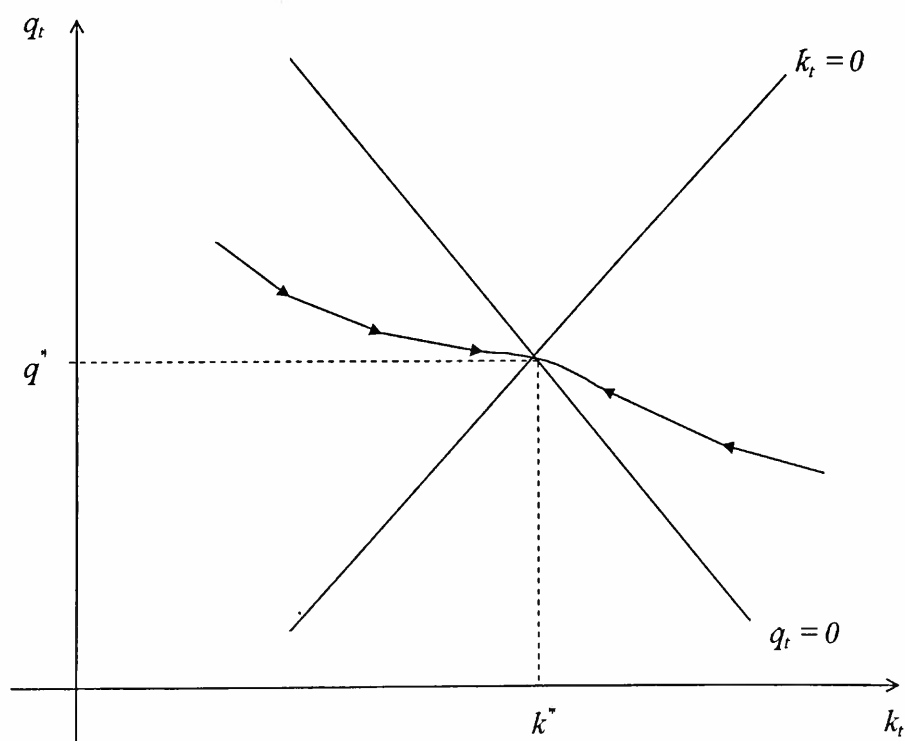
A equação (5) estabelece que a variação no estoque de capital habitacional por família é função crescente do parâmetro institucional e da relação  $q_t$  e função decrescente da taxa de crescimento da população, da taxa de depreciação e do capital previamente acumulado. As equações (4) e (5) formam um sistema de equações diferenciais, o qual apresenta estabilidade de ponto de sela, dado que o determinante do Jacobiano é negativo.<sup>10</sup>

Com base nas equações (4) e (5), é possível calcular as combinações de  $q_t$  e  $k_t$ , que mantêm ambas as variáveis constantes, e as equações que definem o par  $(k_t^*, q_t^*)$  de equilíbrio estacionário: equações (6) e (7). A dinâmica do mercado imobiliário é ilustrada na Figura 1.

$$q^* = \frac{\alpha y^p (\mu + \delta) + \rho}{\rho + \beta (r + \delta) (\mu + \delta)} \quad (6)$$

$$k^* = \frac{\rho \alpha y^p - \rho \beta (r + \delta)}{\rho + \beta (r + \delta) (\mu + \delta)} \quad (7)$$

**Figura 1**  
**Equilíbrio Estacionário no Mercado Habitacional**



10 Sobre esse aspecto, ver Rebelo (1998).

A estática comparada do modelo descrito acima permite observar a relação entre as variações no preço dos imóveis e no estoque de capital habitacional e as diferenças na renda permanente da família. A expansão da renda permanente tem um efeito positivo sobre os níveis de  $q_t$  e  $k_t$  de estado estacionário, conforme ilustram as equações (8) e (9):

$$\frac{dq^*}{dy^p} = \frac{\alpha(\mu + \delta)}{\rho + \beta(r + \delta)(\mu + \delta)} > 0 \quad (8)$$

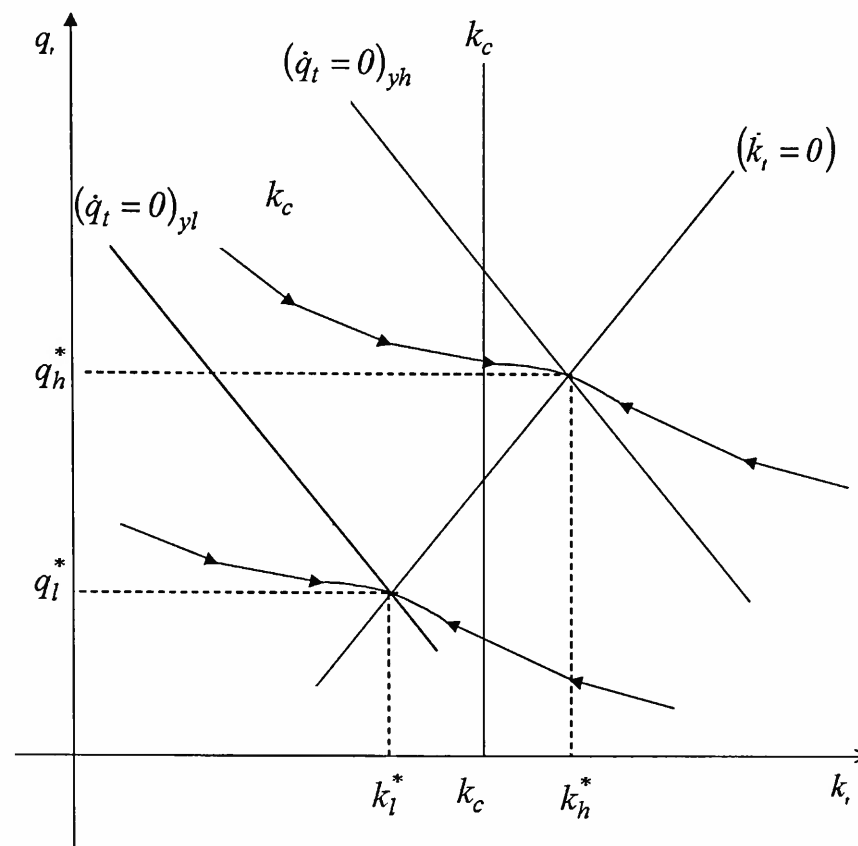
$$\frac{dk^*}{dy^p} = \frac{\alpha\rho}{\rho + \beta(r + \delta)(\mu + \delta)} > 0 \quad (9)$$

Um aumento da renda permanente das famílias, como o ilustrado na Figura 2, proporcionará.

um deslocamento para cima da curva  $q_t = 0$ , gerando uma expansão do preço de estado estacionário do imóvel. A intuição econômica por trás desse resultado é simples: as famílias mais ricas demandam volumes maiores de imóveis, o que provoca a elevação do preço para esse segmento da população. O preço maior induz um investimento maior, atendendo, assim, à demanda.

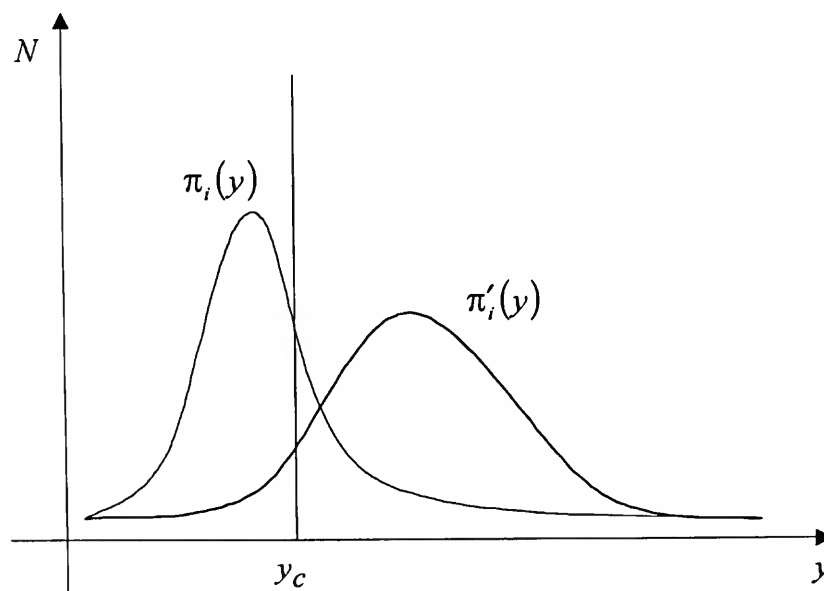
Supondo que as famílias possam ser divididas em duas classes de renda (insuficiente e suficiente), representadas, cada qual, por uma família típica, e considerando a existência de um nível arbitrário de capital  $k_c$ , abaixo do qual as necessidades habitacionais básicas não são satisfeitas, é possível estabelecer uma relação entre déficit habitacional e renda permanente. Denotando a renda dos pobres por  $y_l$  e a dos ricos por  $y_h$ , o estoque de capital de estado estacionário das famílias de renda insuficiente será, por motivos óbvios, menor do que o das famílias com renda suficiente, assim como o preço de estado estacionário dos imóveis. Neste caso, diz-se que o mercado imobiliário é segmentado, havendo diferenças qualitativas entre os imóveis para cada classe de renda. Desta forma, afirma-se que uma família com renda menor do que  $y_c$  - aquela que gera  $k_c = f(y_c)$  - pertencerá ao déficit habitacional. Neste caso, o número de domicílios no déficit habitacional é idêntico ao número de famílias que auferem renda inferior a  $y_c$ .

**Figura 2**  
**Equilíbrio com Déficit Habitacional**



O mesmo argumento pode ser estendido para o caso de variações contínuas de renda. Definido o nível crítico, abaixo do qual uma família pertence ao déficit habitacional, é possível determinar o déficit habitacional a partir da distribuição de renda. A Figura 3 apresenta os histogramas de duas distribuições de renda -  $\pi_i(y)$  e  $\pi'_i(y)$  - no cartesiano de  $N$  por  $y$  associadas a duas populações distintas. Obviamente, a distribuição de renda com menor média teria, a princípio, um número maior de famílias no déficit habitacional. Porém, mesmo duas populações com igual renda média podem ter déficit habitacional distinto, a depender da distribuição da renda. Neste sentido, uma redistribuição de renda seria capaz de promover significativa redução no déficit habitacional, uma vez que um número menor de famílias teria renda inferior a  $y_c$  na nova distribuição.

**Figura 3**  
**Distribuição de Renda e Déficit Habitacional**



Em termos matemáticos, o presente modelo permite calcular o déficit habitacional da seguinte forma:

$$D_i = \int_0^{y_c} \pi_i(y) \cdot dy \quad e \quad d_i = \frac{\int_0^{y_c} \pi_i(y) \cdot dy}{\int_0^{\infty} \pi_i(y) \cdot dy} \quad (10)$$

em que  $D_i$  denota o déficit habitacional absoluto da região  $i$ ;  $d_i$ , o déficit relativo; e  $\pi_i(y)$  a distribuição da renda familiar na região  $i$ . Essa expressão revela a relação teórica entre o déficit habitacional e a distribuição de renda: na distribuição com maior renda média é menor a área da função  $\pi_i(y)$  para valores inferiores a  $y_c$ , o que reduz  $D_i$  e  $d_i$ ; por outro lado, a distribuição com maior assimetria em direção à origem ( $y = 0$ ), ou seja, com maior desigualdade, tem uma área da função  $\pi_i(y)$  para valores inferiores a  $y_c$  maior e, portanto, maiores valores de  $D_i$  e  $d_i$ . Esta relação deixa clara a importância da assimetria da distribuição na determinação do déficit habitacional absoluto e relativo.

### 3 Evidências empíricas da relação entre renda, desigualdade da distribuição de renda e déficit habitacional no Brasil

Um primeiro aspecto marcante quanto às estatísticas de déficit habitacional é sua distribuição regional: apenas uma unidade da federação, o Maranhão, detém mais de 13% do total das habitações inadequadas ou daquelas em que há coabitação familiar. Notadamente, os Estados do Sudeste brasileiro, por sua vez, concentram a maior parte das famílias que pertencem ao



déficit habitacional (mais de 1,5 milhão). Mas em termos relativos, ou seja, quando se considera a fração do total de famílias que pertence ao déficit, percebe-se que são os Estados do Norte e Nordeste, em sua maioria, os que apresentam o problema de forma mais aguda.

Esse fato indica, desde já, que parece acertada a intuição de que a renda familiar e sua distribuição são os principais fatores determinantes do problema. Os Estados com maior déficit relativo são, em geral, os que têm a menor renda média familiar. Nota-se, também, que nas unidades da federação em que é maior a desigualdade da distribuição da renda familiar há um déficit relativo mais elevado. Um caso exemplar é o Distrito Federal, que embora tenha a maior renda familiar média é marcado por déficit relativo e desigualdade na distribuição da renda familiar maiores que as dos Estados do Sul e Sudeste.

**Tabela 1**  
**Número de Famílias, Déficit Habitacional, Renda Média Familiar e Índice de Desigualdade da Renda por Unidade da Federação, 1998**

UF	Famílias		Déficit habitacional			Renda familiar	
	número	(%)	número	(%)	relativo (%)	média (R\$)	Gini
Rondônia	220.650	0,50	22.820	0,45	10,34	1.089,40	0,468
Acre	95.129	0,22	10.455	0,21	10,99	947,37	0,435
Amazonas	437.192	0,99	45.282	0,89	10,36	775,37	0,449
Roraima	49.462	0,11	2.123	0,04	4,29	923,90	0,393
Pará	783.026	1,78	162.424	3,19	20,74	728,83	0,472
Amapá	83.075	0,19	14.168	0,28	17,05	873,49	0,450
Tocantins	300.950	0,68	61.332	1,20	20,38	576,72	0,511
Maranhão	1.339.010	3,04	666.226	13,07	49,76	429,96	0,508
Piauí	699.993	1,59	145.593	2,86	20,80	434,82	0,488
Ceará	1.775.496	4,03	342.062	6,71	19,27	540,55	0,509
Rio Grande do Norte	695.860	1,58	120.316	2,36	17,29	630,54	0,499
Paraíba	899.432	2,04	97.180	1,91	10,80	637,27	0,532
Pernambuco	1.931.194	4,38	292.522	5,74	15,15	588,31	0,496
Alagoas	688.639	1,56	105.173	2,06	15,27	563,19	0,498
Sergipe	424.882	0,96	59.216	1,16	13,94	628,21	0,525
Bahia	3.283.382	7,45	489.902	9,61	14,92	529,40	0,482
Minas Gerais	4.725.041	10,72	399.933	7,85	8,46	787,02	0,473
Espírito Santo	819.955	1,86	72.730	1,43	8,87	822,80	0,476
Rio de Janeiro	4.258.363	9,66	300.601	5,90	7,06	1.137,79	0,466
São Paulo	10.118.038	22,96	813.098	15,95	8,04	1.321,19	0,434
Paraná	2.699.754	6,13	196.359	3,85	7,27	898,78	0,466
Santa Catarina	1.446.013	3,28	107.731	2,11	7,45	1.021,13	0,424
Rio Grande do Sul	3.078.548	6,98	236.586	4,64	7,68	999,73	0,458
Mato Grosso do Sul	574.243	1,30	59.307	1,16	10,33	814,53	0,438
Mato Grosso	678.595	1,54	77.397	1,52	11,41	838,33	0,486
Goiás	1.422.336	3,23	128.020	2,51	9,00	814,46	0,501
Distrito Federal	547.801	1,24	68.504	1,34	12,51	1.842,31	0,500
Brasil	44.076.059	100,00	5.097.060	100,00	11,56	923,50	

A frequência relativa de famílias que pertencem ao déficit habitacional de cada região pode ser entendida como a probabilidade de uma família pertencer ao déficit, dado que ela reside naquela região. Nesses termos, é possível avaliar em que medida essa probabilidade é influenciada pela renda média e pela desigualdade da distribuição de renda, tomando cada estado como uma unidade de características homogêneas. Essa análise pode ser feita por meio de um modelo *logit*, segundo o qual a razão entre a probabilidade  $p$  de pertencer ao déficit e seu complemento para a unidade é uma função dessas duas variáveis: renda média familiar ( $y$ ) e índice de desigualdade da distribuição da renda familiar ( $g$ ). A equação 11 define essa relação, em que  $\varepsilon_i$  denota o resíduo.

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_i) + \beta_2 \ln(g_i) + \varepsilon_i, i = RO, AC, \dots, DF \quad (11)$$

A relação estabelecida pela equação (11) foi empregada em três especificações distintas para avaliar a influência dessas variáveis sobre a probabilidade da família: (i) pertencer ao déficit; (ii) pertencer ao componente inadequação; e (iii) pertencer ao componente coabitação. A Tabela 2 traz os resultados da regressão.<sup>11</sup>

**Tabela 2**  
**Resultados dos Modelos *Logit* \***

	Déficit	Inadequação	Coabitação
Constante	3,65597	7,77910	-0,25648
Erro padrão	0,00471	0,00737	0,00536
Renda familiar média	-0,68891	-1,35783	-0,13838
Erro padrão	0,00112	0,00167	0,00124
Gini da distribuição de renda	0,30112	0,73388	0,32707
Erro padrão	0,00698	0,01071	0,00761
Grau de adequação (Pearson)	914.249	1.370.297	144.581

Nota: (\*) 24 graus de liberdade. Cálculos próprios.

Os resultados dos quatro modelos *logit* indicam que, de fato, a renda média familiar e a desigualdade da renda familiar são bastante significativas na determinação da probabilidade de uma família pertencer ao déficit habitacional, ou a um de seus componentes. Quanto maior a

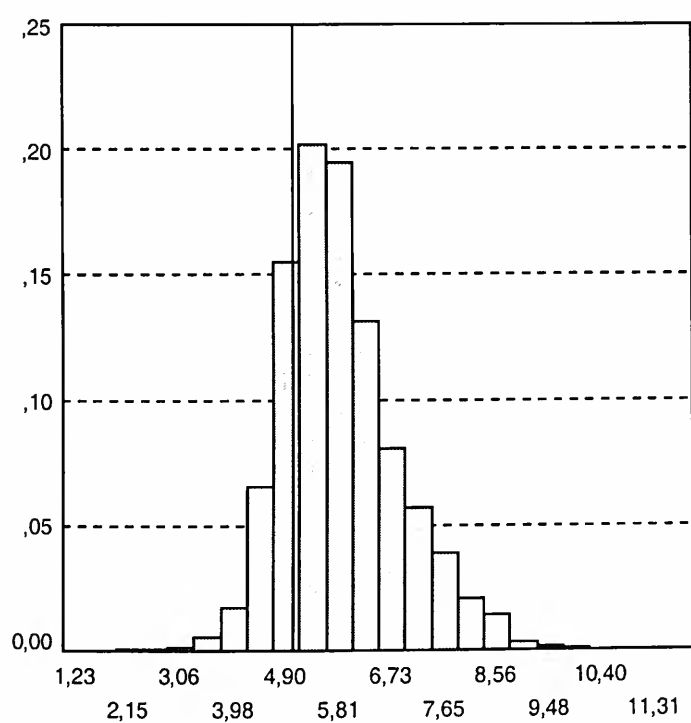
11 Apresentam-se apenas os modelos com as variáveis explicativas em  $\ln$  por eles terem apresentado maior adequação do que os modelos com as variáveis sem essa transformação.

renda média, menor a probabilidade de uma família pertencer ao déficit. A maior desigualdade da distribuição de renda familiar, por sua vez, eleva essa probabilidade, visto que há um número proporcionalmente maior de famílias com privação de renda. Nota-se que tanto a renda média familiar quanto o índice de desigualdade são mais significativos para explicar a distribuição da inadequação que as de coabitação e déficit total. Os valores dos coeficientes associados a essas duas variáveis também são maiores no caso da inadequação, indicando uma maior sensibilidade desse componente do déficit habitacional à distribuição da renda familiar.

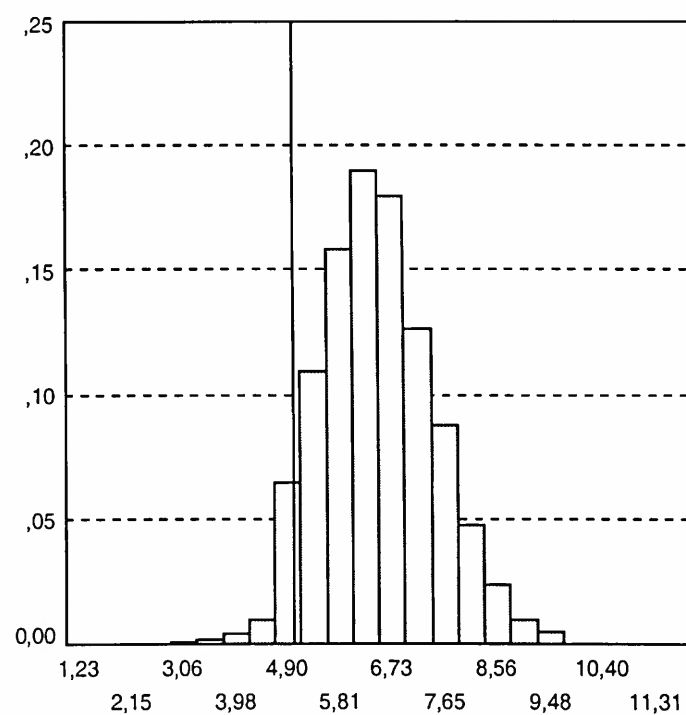
Esse raciocínio - desenvolvido de forma teórica na seção anterior e analisado empiricamente nesta - pode ser ilustrado com os histogramas da distribuição loglinear da renda familiar de duas unidades da federação: Ceará e Rio Grande do Sul. Os Gráficos 4.a e 4.b mostram claramente que há diferenças de renda média familiar entre os dois Estados (Ceará = 6,29 e Rio Grande do Sul = 6,91), o que indica uma probabilidade maior de uma família pertencer ao déficit habitacional no Ceará. Mas, tomando um valor crítico arbitrário de renda - digamos,  $\ln y = 5$  (ou seja, R\$148,41) -, percebe-se a real diferença entre os dois estados: a parcela de famílias com renda inferior ao nível crítico arbitrário é maior no Ceará, devido à maior desigualdade da distribuição da renda familiar. Posto de outra forma, se o Ceará tivesse um índice de desigualdade igual ao do Rio Grande do Sul - 0,458, em vez de 0,509 -, a probabilidade de uma família cearense pertencer ao déficit (18,5%) seria menor do que a probabilidade estimada com base na distribuição de renda verdadeira (19,2%).

### Gráficos 4a e 4b

#### Histogramas da Distribuição Loglinear da Renda Média Familiar, CE e RS, 1998



(a) Ceará



(b) Rio Grande do Sul

Fonte: FIBGE (1988). Cálculos próprios.

Entre os modelos apresentados, claramente o relacionado ao componente coabitação é o que apresenta melhores resultados. A Tabela A.2, anexa, que apresenta a frequência relativa de famílias no déficit e em seus componentes e a probabilidade estimada com base nos três modelos *logit*, revela que as diferenças entre os dados estimados e os observados são, em geral, menores do que nas demais regressões. Não obstante, nota-se que há erros sistemáticos nas estimativas de várias unidades da federação, cujos desvios passam de 5% do número de famílias desses Estados. Exemplos disso são Pará e Amapá.<sup>12</sup> Os resultados da regressão do componente inadequação são bem piores, principalmente pelo desvio (subestimação) da probabilidade de uma família morar em uma habitação inadequada no Maranhão. Mas também pesam os erros associados às probabilidades de Tocantins, do Distrito Federal e Paraíba, todos superiores a 4% do número de famílias (ver Tabela A.2 anexa).

Esses fatos são uma clara evidência de que deve haver características específicas de cada região que podem interferir nas estimativas dos coeficientes, as quais não são captadas pelo modelo agregado. Por si só, isso é um forte indicativo da necessidade de se trabalhar, de forma complementar, com as evidências microeconômicas, ou seja, com todas as observações dos microdados da PNAD de 1998. Além de possibilitar a introdução de *dummies* regionais que permitam captar efeitos fixos das unidades da federação, o uso dos microdados admite o emprego de um número maior de variáveis de controle. E uma vez que se passa a trabalhar com a amostra de rendas familiares, e não mais com a renda média familiar, o efeito da distribuição da renda sobre o déficit torna-se mais preciso.

Modelos logísticos foram empregados para analisar a relação entre a distribuição binária “pertencer ao déficit habitacional” (1) ou “não pertencer” (0) - ou a algum de seus componentes - e um conjunto de variáveis que caracterizam a família: (i) renda média familiar; (ii) número de moradores do domicílio; (iii) idade média dos chefes de família<sup>13</sup>, (iv) tipo de área em que o domicílio está localizado - rural, urbana ou metropolitana -, e (v) disponibilidade de utensílios domésticos, uma aproximação de renda permanente. Três variáveis representam esse último item: disponibilidade de TV em cores, disponibilidade de refrigerador e disponibilidade de máquina de lavar roupa.<sup>14</sup>

---

12 Isso se deve, em boa medida, ao fato de a PNAD não ter cobertura das áreas rurais na região Norte do País.

13 As variáveis renda média familiar e idade média dos chefes de famílias foram construídas a partir do banco de pessoas dos microdados PNAD 1998.

14 As demais variáveis da PNAD que medem a disponibilidade de utensílios domésticos foram omitidas do modelo econométrico pelos seguintes motivos: baixa variabilidade (a maior parte das famílias dispunha do utensílio) ou elevada colinearidade com as demais variáveis do modelo (renda média familiar, principalmente).

As variáveis contínuas dos modelos de regressão - (i) a (iii) - foram transformadas em *ln*, devido à melhor adequação estatística, e as demais foram categorizadas (transformadas em *dummies*). Além dessas variáveis categorizadas, foram introduzidas *dummies* para cada unidade da federação (UF), tomando o Distrito Federal como referência. Foram analisadas três distribuições de probabilidade: a de pertencer ao déficit, a de pertencer ao componente inadequação e, finalmente, a de pertencer ao componente coabitação. A Tabela 3 traz os resultados das três regressões logísticas.

No que respeita ao componente inadequação, nota-se que a renda familiar afeta negativamente a probabilidade de uma família pertencer a esse componente do déficit habitacional. Este resultado é corroborado pelos coeficientes associados à disponibilidade de utensílios domésticos (renda acumulada em bens de consumo durável), todos negativos. Outra variável importante no modelo, mas menos significativa do ponto de vista estatístico, é a idade média dos chefes de família: maior a idade, menor a probabilidade de morar em habitação inadequada. Possivelmente isso ocorra porque as pessoas mais idosas tiveram mais tempo para acumular a poupança necessária para a obtenção de crédito e de melhores condições de moradia. Depois, há uma clara relação positiva entre a probabilidade de morar em habitação inadequada e o número de componentes do domicílio. Isso indica que, tendo de ser dividida entre um número maior de pessoas (dispêndios em bens de consumo imediato), a renda familiar disponível para essa poupança é reduzida, o que compromete o acesso à moradia.

A regressão logística também permite avaliar alguns aspectos espaciais da inadequação. Em seu conjunto, a área a que pertence o domicílio é significativa para explicar a distribuição da inadequação. É maior a probabilidade de pertencer ao componente inadequação nas áreas rurais do que nas regiões metropolitanas, as quais têm, por sua vez, uma probabilidade maior do que as de áreas urbanas não-metropolitanas. A discriminação das unidades da federação também é significativa, em seu conjunto e para a maioria dos Estados tomados individualmente. O valor positivo da *dummy* Maranhão indica que esse Estado tem características peculiares no que respeita à inadequação. O que chama a atenção é o fato de as *dummies* das demais unidades da federação serem negativas - ou nulas, quando não significativas -, indicando que o Distrito Federal tem um grau de inadequação relativamente elevado, já consideradas as demais variáveis de controle.

**Tabela 3**  
**Resultados das Regressões Logísticas\***

	Déficit		Inadequação		Coabitação	
	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
Constante	1,2943	0,0000	2,1417	0,0000	-1,7949	0,0000
Renda familiar (ln)	-0,8091	0,0000	-0,4860	0,0000	-0,9269	0,0000
Número de moradores (ln)	0,5476	0,0000	0,0507	0,0000	0,8176	0,0000
Idade do chefe de família (ln)	-0,0023	0,0101	-0,0029	0,0220	-0,0086	0,0000
Área		0,0000		0,0000		0,0000
Rural	-0,4749	0,0000	0,1971	0,0033	-0,9097	0,0000
Urbana	-0,3719	0,0000	-0,2176	0,0006	-0,2749	0,0000
Utensílios domésticos						
TV a côres	-0,0432	0,2220	-0,8795	0,0000	0,7893	0,0000
Refrigerador	-0,3675	0,0000	-1,3426	0,0000	0,8601	0,0000
Máquina de lavar roupa	0,4371	0,0000	-0,9559	0,0000	0,6766	0,0000
Unidades da federação		0,0000		0,0000		0,0000
Rondônia	-0,2116	0,2189	-0,4747	0,0571	-0,1619	0,4799
Acre	-0,4033	0,1012	-2,1403	0,0004	0,1649	0,5596
Amazonas	-1,0387	0,0000	-0,9286	0,0000	-1,3210	0,0000
Roraima	-1,4563	0,0015	-1,6568	0,0245	-1,4972	0,0107
Pará	-0,2584	0,0058	-1,0547	0,0000	0,1661	0,1594
Amapá	-0,6647	0,0037	-0,2512	0,4741	-0,8316	0,0038
Tocantins	0,0950	0,4249	-0,6114	0,0001	0,1870	0,2747
Maranhão	1,4419	0,0000	1,0814	0,0000	-0,0956	0,5257
Piauí	-0,2249	0,0460	-0,8430	0,0000	-0,3602	0,0303
Ceará	-0,4898	0,0000	-1,1891	0,0000	-0,1287	0,2475
Rio Grande do Norte	-0,2225	0,0572	-1,3034	0,0000	0,3528	0,0180
Paraíba	-0,8803	0,0000	-2,3125	0,0000	0,0031	0,9831
Pernambuco	-0,5119	0,0000	-1,3630	0,0000	-0,0316	0,7718
Alagoas	-0,5551	0,0000	-1,2118	0,0000	-0,3695	0,0292
Sergipe	-0,4790	0,0001	-1,3076	0,0000	-0,2192	0,1862
Bahia	-0,6458	0,0000	-1,5420	0,0000	-0,2042	0,0590
Minas Gerais	-0,8205	0,0000	-2,3096	0,0000	-0,1460	0,1642
Espírito Santo	-0,5577	0,0000	-1,2748	0,0000	-0,1605	0,3139
Rio de Janeiro	-0,5929	0,0000	-1,8530	0,0000	0,0108	0,9205
São Paulo	-0,3688	0,0000	-1,3793	0,0000	0,1298	0,2108
Paraná	-0,6864	0,0000	-1,9801	0,0000	-0,0200	0,8603
Santa Catarina	-0,4061	0,0004	-1,4133	0,0000	0,1925	0,1679
Rio Grande do Sul	-0,4649	0,0000	-1,3619	0,0000	0,0759	0,4804
Mato Grosso do Sul	-0,2333	0,0477	-1,1046	0,0000	0,2177	0,1409
Mato Grosso	-0,2358	0,0394	-1,0044	0,0000	-0,0988	0,5294
Goiás	-0,3598	0,0002	-1,8402	0,0000	0,3243	0,0082
-2 log da máxima verossimilhança		45.482		19.594		30.645
Grau de adequação		76.797		78.966		61.248

Nota: (\*) número de observações = 86.913. Cálculos próprios.

As estatísticas do componente coabitação, por sua vez, revelam algumas características diversas da inadequação. Renda média familiar, idade média dos chefes de família e número de moradores do domicílio afetam significativamente a probabilidade de uma família coabitar com outra, possivelmente pelos mesmos motivos apontados anteriormente.

Mas os coeficientes associados à disponibilidade de utensílios domésticos traz uma informação nova à análise: eles indicam uma relação positiva entre a probabilidade de uma família pertencer ao componente coabitação e a disponibilidade desses bens duráveis de consumo. Esse fato sugere que a coabitação pode ser uma forma de cooperação encontrada pelas famílias para ampliar o acesso a bens de consumo duráveis, o que não seria possível se essas famílias optassem por residir separadamente. Assim, pode-se inferir que há indiferença, quando se trata de manter certo padrão de vida, entre uma maior disponibilidade de bens duráveis de consumo ou um menor adensamento domiciliar. Nesse sentido, não é claro que esse componente do déficit expresse, em sua totalidade, um problema social: o fato de uma família pertencer a esse componente do déficit pode refletir uma opção familiar<sup>15</sup> e não uma “condição social”

No que respeita à distribuição espacial, os dados indicam que a coabitação é um fenômeno predominantemente urbano, em especial das regiões metropolitanas. A probabilidade de coabitação em áreas rurais é bem inferior às demais. Apesar do fato de a discriminação por unidade da federação ser significativa em seu conjunto, poucos Estados apresentaram efeitos fixos significativos.

As diferenças de padrão que apresentam os dois componentes analisados tornam alguns resultados da regressão logística do déficit habitacional menos claros. Esse é o caso específico da disponibilidade de utensílios domésticos, cujos sinais nos dois componentes do déficit são opostos. Pelo fato de a coabitação ter um peso maior, o ordenamento das probabilidades de pertencer ao déficit por área acaba se aproximando mais daquele estabelecido para a coabitação. Mas o mais importante é que a renda média familiar continua sendo uma variável fundamental na determinação da probabilidade de uma família pertencer ao déficit habitacional. O coeficiente associado à renda da regressão logística é, inclusive, ligeiramente superior ao do modelo *logit* apresentado na Tabela 2.

Por fim, vale mencionar que as probabilidades estimadas pelas regressões logísticas, as quais são apresentadas na Tabela A.3 anexa, estão bem próximas das frequências relativas do

---

15 Por exemplo, pessoas idosas, mas que são chefes de família, podem optar por morar com a família de seus filhos, independentemente da condição social dos envolvidos.

déficit e de seus componentes. No caso do déficit habitacional, as diferenças entre as frequências observadas e as probabilidades estimadas são inferiores a 1% do número de famílias, com exceção do Estado do Ceará, para o qual o modelo logístico incorre em uma subestimação de pouco mais de 2% do número de famílias do Estado. Essas estatísticas reforçam a idéia de que a introdução de *dummies* regionais e o emprego de um número maior de variáveis de controle permitem aprimorar as estimativas da influência da distribuição de renda familiar sobre o déficit habitacional.

#### 4 Considerações finais

A análise desenvolvida neste artigo indica que o déficit habitacional brasileiro é, seguramente, um problema relacionado à carência de renda das famílias. Pode-se dizer que a inadequação chega a ser um problema estrito de pobreza, dada a maior sensibilidade a variações de renda (Tabela 2). Por este motivo, parece claro que a adoção de políticas sociais redistributivas de renda é imprescindível para a solução dessa questão.

Como foi apresentado na introdução do artigo, a grande maioria (91%) das famílias que pertenciam ao déficit habitacional em 1998 tinha renda inferior a R\$ 500,00. Esse fato exclui a possibilidade dessas famílias resolverem sozinhas seu problema habitacional ou, ainda, limitam *per se* as soluções de mercado para essa questão. Considerando um valor médio nacional da habitação popular em torno de R\$ 18.000,00 (preços de 1998), claramente uma solução de mercado para esse problema seria inviável. Mesmo que o mercado de capitais financiasse o valor integral desse imóvel, a juros módicos (6% a.a.) e por um prazo relativamente extenso (12 anos), a prestação mensal resultante - algo em torno de R\$ 186,46, pelo sistema de prestações constantes - na melhor das hipóteses, ou seja, para as famílias com renda no limite superior dessa população (R\$ 500,00), comprometeria quase 37% da renda familiar bruta. Sem dúvida, isso tornaria inviável tal financiamento.<sup>16</sup>

Para ser viável, a dívida de uma família nessas condições não deveria exceder R\$ 5.000,00, para que a prestação daí resultante (R\$ 48,79) não excedesse 35% da renda bruta das famílias que auferem R\$ 140,00. Isso implica a necessidade de um subsídio direto de R\$ 13.000,00 para cada família, mais de 72% do valor do imóvel. Esta conta, apesar de aproximada, dá uma ordem de grandeza do volume de transferências necessário para erradicar o déficit: algo em torno de R\$ 66,3 bilhões.

---

16 Segundo uma pesquisa realizada pelo extinto Banco Nacional da Habitação em 1985, e citada em Neri e Carvalho (1998), mais de 65% das famílias com renda de até 4 salários mínimos comprometiam menos de 35% de sua renda com a prestação da casa própria.



A probabilidade estimada pela regressão logística de uma família pertencer ao déficit habitacional permite avaliar o volume de transferências mensais necessárias para a erradicação do problema habitacional. Para tirar uma família do déficit habitacional, uma agência pública de fomento deveria repassar a essa família recursos no montante que levasse a zero sua probabilidade de pertencer ao déficit. Empregando o coeficiente que associa a renda familiar, em  $\ln$ , a essa probabilidade (-0,8091), é possível avaliar a transferência de renda necessária. A Tabela 4 traz essas estimativas, já consideradas as transferências médias mensais e o volume total de transferências por unidade da federação.

**Tabela 4**  
**Déficit Habitacional, Estimativas de Transferências de Renda e Renda Média Familiar, por Unidade da Federação, 1998**

UF	Famílias no déficit	Transferências (R\$)		Renda média (R\$)	Transferências sobre renda
		média	total		
Rondônia	22.820	79,25	1.808.537,49	766,64	10,3%
Acre	10.455	93,34	975.886,43	1.412,26	6,6%
Amazonas	45.282	98,86	4.476.759,65	859,06	11,5%
Roraima	2.123	15,18	32.219,28	481,46	3,2%
Pará	162.424	145,53	23.637.061,21	764,84	19,0%
Amapá	14.168	124,92	1.769.829,72	820,22	15,2%
Tocantins	61.332	70,02	4.294.626,10	331,39	21,1%
Maranhão	666.226	120,37	80.190.558,98	277,42	43,4%
Piauí	145.593	67,63	9.847.080,64	301,45	22,4%
Ceará	342.062	78,46	26.837.842,46	494,05	15,9%
Rio Grande do Norte	120.316	104,99	12.631.916,68	716,53	14,7%
Paraíba	97.180	63,13	6.135.371,84	772,73	8,2%
Pernambuco	292.522	83,61	24.458.027,69	578,00	14,5%
Alagoas	105.173	68,82	7.238.416,03	459,09	15,0%
Sergipe	59.216	62,76	3.716.265,88	642,71	9,8%
Bahia	489.902	67,02	32.831.468,39	535,78	12,5%
Minas Gerais	399.933	74,33	29.728.859,58	807,55	9,2%
Espírito Santo	72.730	75,17	5.467.259,56	775,60	9,7%
Rio de Janeiro	300.601	86,73	26.071.816,11	1.164,34	7,4%
São Paulo	813.098	136,99	111.386.213,71	1.479,40	9,3%
Paraná	196.359	73,85	14.501.485,23	985,06	7,5%
Santa Catarina	107.731	69,66	7.504.196,72	962,07	7,2%
Rio Grande do Sul	236.586	85,93	20.330.166,20	1.064,33	8,1%
Mato Grosso do Sul	59.307	82,51	4.893.574,77	845,03	9,8%
Mato Grosso	77.397	88,54	6.852.831,00	878,58	10,1%
Goiás	128.020	72,34	9.261.082,02	732,84	9,9%
Distrito Federal	68.504	161,95	11.094.126,89	1.585,31	10,2%
Brasil	5.097.060	95,62	487.384.445,14	805,67	11,9%

Fonte: Cálculos próprios.

Essa metodologia traz informações interessantes sobre o custo de uma política social de erradicação do déficit habitacional. O valor médio estimado de transferências mensais é de R\$ 95,62 por família, o que corresponde, na média nacional, a algo em torno de 12% da renda média mensal das famílias pertencentes ao déficit habitacional.<sup>17</sup> De forma clara, os valores médios são maiores nos Estados em que a privação de renda é maior (Maranhão) - pela renda média reduzida ou pela má distribuição da renda familiar - e naqueles em que é maior o preço das habitações e o custo de vida (Distrito Federal e São Paulo). A estimativa do volume total de transferências mensais atinge um valor da ordem de R\$ 487 milhões por mês e está concentrado nos Estados em que é maior o déficit em termos absolutos (São Paulo e Maranhão).

Por fim, vale mencionar que os dados discutidos nessas considerações finais permitem estimar o prazo de duração da política de transferência. Considerando o valor total de transferências de R\$ 66,3 bilhões e o valor de aportes mensais (de R\$ 487 milhões), pode-se inferir ser necessário, no mínimo, 136 meses, ou quase 11,5 anos, para que todo o contingente de famílias no déficit fosse erradicado.<sup>18</sup> Daí a percepção clara da necessidade de que essa política tenha um caráter perene, que transcenda o horizonte temporal de medidas tópicas, programas emergenciais ou, mesmo, metas de governo.

---

17 Para a maior parte das unidades da federação, o valor das transferências médias mensais excede 34% do valor da prestação hipotética de R\$184,46. Em alguns casos - Maranhão, São Paulo e Distrito Federal - esse valor supera 70% do valor da prestação.

18 Esse horizonte temporal permite especular quanto à equivalência de políticas de subsídio à produção e comercialização de moradias para a baixa renda, de um lado, e aquelas que aportam recursos subsidiados ao pagamento de prestações, de outro.

## Anexo

**Tabela A.1**  
**Número de Famílias e Déficit Habitacional, por Unidade da Federação, 1998**

UF	Número de famílias	Déficit habitacional		
		Inadequação	Coabitação	Total
Rondônia	220.650	8.557	14.263	22.820
Acre	95.129	1.047	9.408	10.455
Amazonas	437.192	14.024	32.060	45.282
Roraima	49.462	910	1.213	2.123
Pará	783.026	37.917	124.507	162.424
Amapá	83.075	3.542	10.626	14.168
Tocantins	300.950	39.835	21.497	61.332
Maranhão	1.339.010	541.504	124.722	666.226
Piauí	699.993	89.119	56.474	145.593
Ceará	1.775.496	172.142	169.920	342.062
Rio Grande do Norte	695.860	34.086	86.230	120.316
Paraíba	899.432	21.768	75.412	97.180
Pernambuco	1.931.194	87.529	204.993	292.522
Alagoas	688.639	47.552	57.621	105.173
Sergipe	424.882	23.748	35.793	59.216
Bahia	3.283.382	216.911	272.991	489.902
Minas Gerais	4.725.041	71.937	327.996	399.933
Espírito Santo	819.955	24.408	48.322	72.730
Rio de Janeiro	4.258.363	37.177	264.226	300.601
São Paulo	10.118.038	103.937	709.161	813.098
Paraná	2.699.754	36.680	159.679	196.359
Santa Catarina	1.446.013	24.200	83.531	107.731
Rio Grande do Sul	3.078.548	44.997	191.589	236.586
Mato Grosso do Sul	574.243	18.174	41.133	59.307
Mato Grosso	678.595	35.832	41.565	77.397
Goiás	1.422.336	29.791	98.557	128.020
Distrito Federal	547.801	23.255	45.668	68.504
Brasil	44.076.059	1.790.579	3.309.157	5.097.060

Fonte: FIBGE (1998). Cálculos próprios.

**Tabela A.2**  
**Modelos *Logit*: Déficit Habitacional Relativo, Observado,**  
**Estimado e Diferença, por Unidade da Federação, (%), 1998**

UF	Déficit			Inadequação			Coabitação		
	Observ.	Estim.	Difer.	Observ.	Estim.	Difer.	Observ.	Estim.	Difer.
Rondônia	10,34	8,21	2,13	3,81	1,15	2,66	6,35	7,04	-0,69
Acre	10,99	9,41	1,58	1,09	1,17	-0,08	9,82	6,99	2,83
Amazonas	10,36	12,12	-1,77	3,20	3,27	-0,06	7,33	7,51	-0,18
Roraima	4,29	9,18	-4,88	1,84	1,47	0,37	2,45	6,59	-4,13
Pará	20,74	13,33	7,42	4,79	4,25	0,54	15,73	7,86	7,86
Amapá	17,05	10,56	6,49	4,12	2,26	1,86	12,36	7,29	5,07
Tocantins	20,38	17,72	2,66	13,20	8,91	4,29	7,12	8,76	-1,63
Maranhão	49,76	23,41	26,34	40,19	17,07	23,12	9,26	9,39	-0,13
Piauí	20,80	22,81	-2,01	12,67	15,97	-3,31	8,03	9,15	-1,12
Ceará	19,27	18,87	0,39	9,48	10,36	-0,89	9,35	8,88	0,48
Rio Grande do Norte	17,29	16,01	1,29	4,87	6,99	-2,12	12,33	8,45	3,88
Paraíba	10,80	16,29	-5,49	2,41	7,33	-4,92	8,36	8,75	-0,39
Pernambuco	15,15	17,14	-1,99	4,25	8,15	-3,90	9,95	8,56	1,40
Alagoas	15,27	17,94	-2,67	6,90	9,13	-2,23	8,36	8,67	-0,31
Sergipe	13,94	16,44	-2,50	5,16	7,47	-2,31	7,78	8,71	-0,93
Bahia	14,92	18,82	-3,90	6,35	10,17	-3,81	8,00	8,65	-0,65
Minas Gerais	8,46	12,23	-3,76	1,49	3,40	-1,91	6,78	7,72	-0,93
Espírito Santo	8,87	11,66	-2,79	2,94	3,00	-0,06	5,83	7,66	-1,83
Rio de Janeiro	7,06	7,75	-0,69	0,85	0,97	-0,13	6,01	6,94	-0,93
São Paulo	8,04	6,11	1,93	0,99	0,48	0,51	6,76	6,38	0,38
Paraná	7,27	10,39	-3,12	1,33	2,19	-0,85	5,81	7,39	-1,57
Santa Catarina	7,45	8,45	-1,00	1,65	1,20	0,45	5,69	6,73	-1,04
Rio Grande do Sul	7,68	9,05	-1,37	1,44	1,49	-0,05	6,13	7,11	-0,99
Mato Grosso do Sul	10,33	11,31	-0,98	3,12	2,69	0,43	7,07	7,30	-0,23
Mato Grosso	11,41	11,53	-0,13	5,19	2,94	2,25	6,02	7,72	-1,71
Goiás	9,00	12,10	-3,10	2,08	3,37	-1,29	6,88	7,92	-1,05
Distrito Federal	12,51	4,16	8,35	4,20	0,17	4,03	8,24	6,38	1,86

Fonte: FIBGE (1998). Cálculos próprios.

**Tabela A.3**  
**Regressões Logísticas: Déficit Habitacional Relativo, Observado,**  
**Estimado e Diferença, por Unidade da Federação, (%), 1998**

UF	Déficit			Inadequação			Coabitação		
	Observ.	Estim.	Difer.	Observ.	Estim.	Difer.	Observ.	Estim.	Difer.
Rondônia	10,34	9,53	0,81	3,81	4,16	-0,35	6,35	5,55	0,80
Acre	10,99	11,11	-0,12	1,09	1,23	-0,14	9,82	9,88	-0,06
Amazonas	10,36	10,55	-0,19	3,20	3,41	-0,21	7,33	7,25	0,08
Roraima	4,29	3,87	0,42	1,84	1,29	0,55	2,45	2,58	-0,13
Pará	20,74	18,96	1,78	4,79	4,33	0,46	15,73	15,40	0,33
Amapá	17,05	16,82	0,23	4,12	5,14	-1,02	12,36	12,15	0,21
Tocantins	20,38	18,96	1,42	13,20	12,74	0,46	7,12	7,62	-0,50
Maranhão	49,76	49,69	0,07	40,19	44,66	-4,47	9,26	8,91	0,35
Piauí	20,80	20,59	0,21	12,67	13,67	-1,00	8,03	7,73	0,30
Ceará	19,27	16,91	2,36	9,48	7,37	2,11	9,35	10,02	-0,67
Rio Grande do Norte	17,29	17,26	0,03	4,87	5,64	-0,77	12,33	12,20	0,13
Paraíba	10,80	10,58	0,22	2,41	2,68	-0,27	8,36	8,03	0,33
Pernambuco	15,15	14,39	0,76	4,25	4,46	-0,21	9,95	10,34	-0,39
Alagoas	15,27	15,36	-0,09	6,90	7,64	-0,74	8,36	8,27	0,09
Sergipe	13,94	12,59	1,35	5,16	5,53	-0,37	7,78	7,31	0,47
Bahia	14,92	13,46	1,46	6,35	5,39	0,96	8,00	8,31	-0,31
Minas Gerais	8,46	7,99	0,47	1,49	1,34	0,15	6,78	6,72	0,06
Espírito Santo	8,87	8,74	0,13	2,94	3,02	-0,08	5,83	5,91	-0,08
Rio de Janeiro	7,06	6,72	0,34	0,85	0,87	-0,02	6,01	5,87	0,14
São Paulo	8,04	7,60	0,44	0,99	1,06	-0,07	6,76	6,65	0,11
Paraná	7,27	7,30	-0,03	1,33	1,27	0,06	5,81	6,13	-0,32
Santa Catarina	7,45	7,43	0,02	1,65	1,79	-0,14	5,69	5,85	-0,16
Rio Grande do Sul	7,68	7,78	-0,10	1,44	1,69	-0,25	6,13	6,20	-0,07
Mato Grosso do Sul	10,33	10,01	0,32	3,12	3,19	-0,07	7,07	7,06	0,01
Mato Grosso	11,41	10,47	0,94	5,19	5,03	0,16	6,02	5,55	0,47
Goiás	9,00	8,55	0,45	2,08	2,02	0,06	6,88	6,65	0,23
Distrito Federal	12,51	12,32	0,19	4,20	4,51	-0,31	8,24	7,95	0,29

Fonte: FIBGE (1988). Cálculos próprios.

## Referências bibliográficas

Castelo, A. M. Sistema financeiro da habitação. *Pesquisa e Debate*, v. 8, n. 10, p. 169-192, 1997

FIBGE. *Microdados PNAD 1998*. Rio de Janeiro: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1998.

Gonçalves, R. Um mapeamento do déficit habitacional brasileiro, 1981-95. *Estudos Econômicos da Construção*, v. 2, n. 3, p. 29-51, 1997

\_\_\_\_\_. Déficit habitacional brasileiro: distribuição espacial e por faixas de renda domiciliar. *Estudos Econômicos da Construção*, v. 2, n. 4, p. 127-150, 1997.

Muth, R. C. The demand for non-farming housing. In: Harberger, A. C., *The demand for durable goods*. Chicago: The University of Chicago Press, 1960.

Muth, R. C., Goodman, A. C. *The economics of housing markets*. Harwood Academic Publishers, 1989.

Neri, M., Carvalho, K. Demanda por moradia, financiamento habitacional e comportamento financeiro das famílias. *Estudos Econômicos da Construção*, v. 2, n. 6, p. 1-19, 1998.

Pontual, R. A questão habitacional no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação. In: *Indicadores sociais, uma análise da década de 1980*. Rio de Janeiro: FIBGE, 1995.

Rebelo, A. *Investimento habitacional no Brasil: um modelo de equilíbrio parcial com sistema financeiro segmentado*. 1999. Dissertação (Mestrado), EAESP/FGV-SP.

\_\_\_\_\_. O mercado habitacional brasileiro: aspectos teóricos e empíricos do investimento habitacional por unidade da federação. *Estudos Econômicos da Construção*, v. 2, n. 6, p. 21-39, 1998.

Tobin, J. General equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 1, p. 15-29, 1969.

# A eficiência técnica dos colonos na agricultura irrigada no Vale do São Francisco\*

Jorge Luiz Mariano<sup>§</sup>  
Yony Sampaio<sup>□</sup>

## RESUMO

Este trabalho procura medir a eficiência técnica dos colonos na produção das culturas irrigadas na região do Vale do São Francisco, e investigar quais os fatores que podem contribuir para reduzir a ineficiência. O estudo é realizado em duas etapas. Na primeira, a eficiência técnica dos colonos é medida por quatro modelos: dois paramétricos - a fronteira determinística e a fronteira estocástica - e dois não paramétricos - os modelos DEA-V e FDH. A segunda etapa tem como objetivo explicar os fatores associados com a ineficiência técnica. Os resultados indicaram que os colonos localizados nos perímetros de Bebedouro, Mandacaru e Tourão foram relativamente os mais eficientes. A ineficiência técnica pode ser reduzida através da melhoria do nível educacional, aumento da assistência técnica, crescimento do tamanho médio dos lotes e treinamento com sistemas de irrigação.

**Palavras-chave:** eficiência técnica, irrigação, fronteiras de produção.

## ABSTRACT

This paper seeks to measure settlers' technical efficiency in irrigated cultures production in the Vale do São Francisco region and to investigate which factors can contribute to reduce inefficiency. The study is carried out in two stages. In the first, settlers' technical efficiency is measured by four models: two parametric - a frontier deterministic and a frontier stochastic and two non parametric - the DEA-V and the FDH models. The second stage has as its objective to explain the factors associates with technical inefficiency. The results indicated that settlers located in the Bebedouro, Mandacaru and Tourão projects were relatively more efficient than the others. Settlers' inefficiency can be reduced by way of improving the educational level, increasing technical assistance, augmenting the average size of the irrigated lots and training in irrigation systems.

**Key words:** technical efficiency, irrigation, frontiers production.

**JEL Classification:** C20, C60, Q12.

---

\* Os autores agradecem os valiosos comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos desta revista, eximindo-os, naturalmente, da responsabilidade pelos eventuais erros remanescentes.

§ Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE. Professor da UFRN. E-mail [jdal@ufrnet.br](mailto:jdal@ufrnet.br). Fone: 084-2084444. Fax: 084-2153538.

□ Phd em Economia pela University of Califórnia, USA. Professor Titular do PIMES/UFPE. E-mail [yony@npd.ufpe.br](mailto:yony@npd.ufpe.br). Fone: 2718381. Fax: 081-2718378.

Recebido em dezembro de 2000. Aceito em fevereiro de 2002.

## 1 Introdução

Nas últimas décadas a agricultura em Petrolina e Juazeiro vem apresentando um significativo crescimento em decorrência do impacto modernizador da irrigação. Esses municípios formam um pólo de produção agrícola e uma das principais regiões exportadoras da fruticultura irrigada no Brasil. A agricultura da região ficou mais diversificada com a produção de culturas como a uva, melão, manga e outras. Vale salientar, todavia, que essa diversificação não se registrou apenas na variedade de culturas. É consequência, também, da presença de diversas agroindústrias processadoras de alimentos e firmas fornecedoras de insumos e implementos destinados à irrigação. Com a presença das agroindústrias diversos encadeamentos foram estabelecidos. Entre estes destaca-se a articulação formada entre as agroindústrias e os colonos, cabendo àquelas a responsabilidade pela assistência técnica e o fornecimento de insumos, e a estes o ônus sobre a produção. Assim, os impactos da modernização da agricultura irrigada ultrapassam a região de Petrolina-Juazeiro, considerando os encadeamentos para trás (uso de insumos, máquinas etc.) e para frente por meio do processamento, transporte e comercialização estabelecidos com outros setores da economia.

O propósito deste trabalho é avaliar a eficiência técnica dos colonos nos perímetros irrigados em Petrolina-PE e Juazeiro-BA, localizados no Vale do São Francisco, e analisar alguns fatores socioeconômicos determinantes da ineficiência. Para obter indicadores da eficiência técnica dos colonos estimou-se uma fronteira de produção em quatro diferentes modelos de fronteira. A partir da avaliação dos escores de eficiência técnica pode-se conhecer quais os colonos mais eficientes, e destacar em que perímetros se encontram.

Este trabalho está organizado da seguinte maneira: a seção 2 apresenta a base de dados e a metodologia utilizada na estimação dos modelos de fronteiras de produção e dos modelos que explicam a ineficiência dos colonos; a seção 3 discute os resultados encontrados; a seção 4 reúne as principais conclusões do trabalho.

## 2 Metodologia

A análise da eficiência técnica dos colonos será feita por meio de duas diferentes abordagens de estimação de fronteiras de produção: paramétrica e não-paramétrica. A partir dessas fronteiras poder-se-á mensurar os níveis de eficiência dos colonos. Na abordagem paramétrica serão estimadas duas fronteiras: uma estocástica, com erro composto, e outra determinística, com erro unilateral. Na abordagem não-paramétrica serão estimadas duas fronteiras, a primeira por meio do modelo DEA (Data Envelopment Analysis) com retornos variáveis de escala e a segunda com a estimação do modelo FDH (Free Disposal Hull).



## 2.1 Informações e variáveis

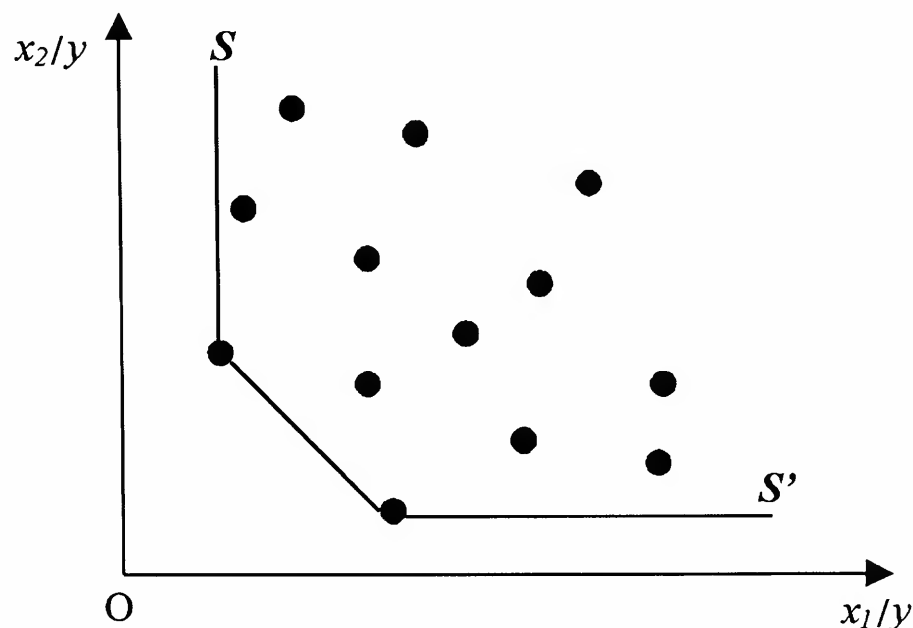
As informações usadas na estimação nesse estudo foram obtidas de questionários da pesquisa “Investimentos Públicos e Privados em Agricultura Irrigada e Seus Determinantes sobre o Emprego e a Renda”, realizada em 1999 pela Fundação de Apoio ao Desenvolvimento da Universidade Federal de Pernambuco, FADE/UFPE. Essa pesquisa também teve o apoio da Companhia de Desenvolvimento do Vale do São Francisco, CODEVASF. Neste trabalho foram utilizadas apenas as informações referentes aos colonos dos perímetros localizados na região de Petrolina-PE e Juazeiro-BA. A amostra de 195 colonos foi distribuída da seguinte forma: Bebedouro 12, Tourão 11, Maniçoba 21, Mandacaru 7, Curaçá 27 e Nilo Coelho com 117

Para estimar a fronteira de produção usou-se como variável dependente o valor da produção das culturas irrigadas (valor das quantidades produzidas, menos perdas). As variáveis explicativas foram: área irrigada, insumos, capital, irrigação e mão-de-obra. A variável área irrigada representa a área cultivada com todas as culturas irrigadas. A variável despesa com insumos foi medida pelos gastos com sementes e mudas, adubos, fertilizantes, defensivos e herbicidas. A variável capital constitui-se da soma dos gastos com a depreciação e reparos das benfeitorias e equipamentos. A variável irrigação corresponde às despesas com o faturamento de energia, considerando que nessas despesas estão incluídos os volumes de água utilizados pelos colonos. A mão-de-obra foi medida em homens/dias de trabalho no ano.

## 2.2 Fronteira determinística

Os estudos dos modelos de funções fronteiras tiveram início com o trabalho de Farrell “The Measurement of Productive Efficiency”, publicado em 1957. Nesse estudo Farrell construiu uma fronteira de produção determinística a partir das observações da relação entre insumos/ produtos de firmas. A construção dessa fronteira, ilustrada na Figura 1, deve ser elaborada de modo que nenhum ponto observado possa ficar à esquerda ou abaixo da isoquanta eficiente  $SS'$ . Assim, a fronteira deve ser formada apenas por um subconjunto da amostra, e os pontos restantes, localizados acima da isoquanta, representam firmas ineficientes. Farrell construiu a isoquanta eficiente por meio de técnicas de programação linear.

**Figura 1**  
**Isoquanta Eficiente**



Aigner e Chu (1968) seguiram a sugestão paramétrica de Farrell e estimaram, por meio de programação linear, uma fronteira de produção com uma especificação do tipo Cobb-Douglas. Nessa função, as firmas eficientes estão sobre a fronteira e as ineficientes abaixo. Esse modelo pode ser representado por:  $y_i = F(x_{ki}, \beta_k) - u_i$ , em que  $y_i$  é o produto da  $i$ -ésima firma;  $x_{ki}$  é uma matriz de insumos;  $\beta_k$  é um vetor de parâmetros, e  $u_i$  é uma variável não negativa representando a ineficiência técnica do produtor. Richmond (1974) e Greene (1980) estimaram o mesmo modelo de Aigner e Chu por meio das técnicas de mínimos quadrados corrigidos e de máxima verossimilhança.

Neste estudo será estimada a fronteira de produção determinística de Greene (1980). Essa fronteira na forma funcional Cobb-Douglas pode ser representada pela equação (1)<sup>1</sup>.

$$y_i = Ax_{ki}^{B_k} \exp(u_i), \quad i = 1, \dots, 195, \quad k = 1, \dots, 5. \quad (1)$$

1 Apesar de suas propriedades restritivas, entre elas a de retornos constantes de escala e elasticidade substituição constante, a forma funcional Cobb-Douglas tem sido a mais usada em estudos de estimação empírica de modelos de funções fronteira. Ver, por exemplo, os trabalhos de Seyoum, Battese e Fleming (1998) e Bravo-Ureta e Evenson (1994). Coelli (1995) faz comparações de formas funcionais alternativas.

O termo do erro desse modelo capta apenas a ineficiência técnica dos colonos. Uma das técnicas utilizadas para estimar essa fronteira é a de mínimos quadrados corrigido. Nesse processo, inicialmente ajustam-se mínimos quadrados à função de produção, e corrige-se o intercepto, deslocando-o para cima, adicionando o maior resíduo estimado, ( $\hat{\alpha} + \text{maior } u_i$ ). Pode-se, além disso, assumir uma distribuição específica para o termo do erro unilateral, como, por exemplo, a distribuição exponencial, gama ou normal truncada. Admitindo essas distribuições, a fronteira pode ser estimada por máxima verossimilhança ou por mínimos quadrados corrigidos.<sup>2</sup> Na forma logarítmica a equação (1) torna-se:

$$\ln(y_i) = \ln(A) + \beta_k \ln(x_{ki}) + u_i \quad (2)$$

Substituindo as variáveis na equação (2), tem-se:

$$\ln(\text{VALOR DA PRODUÇÃO})_i = \alpha + \beta_1 \ln(\text{ÁREA IRRIGADA})_i + \beta_2 \ln(\text{INSUMOS})_i + \beta_3 \ln(\text{CAPITAL})_i + \beta_4 \ln(\text{GASTO COM ÁGUA})_i + \beta_5 \ln(\text{MÃO-DE-OBRA})_i + u_i,$$

em que  $\alpha = \ln(A)$  e  $u_i$  é o erro unilateral que representa a (in)eficiência técnica do colono. Uma vez estimados os parâmetros dessa fronteira, os escores de eficiência técnica de cada colono são obtidos por meio da seguinte relação:

$$\exp(\hat{u}_i) = Y_{\text{obs}} / (Y_{\text{ajus}} + \text{maior resíduo estimado}) \quad (3)$$

Os escores de eficiência obtidos por meio da equação (3) variam no intervalo de 0 a 1. O produtor será mais eficiente quanto mais próximo de 1 for o seu escore.

### 2.3 Fronteira estocástica

As fronteiras estocásticas surgiram com os trabalhos de Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Meeusen e Van den Broecker (1977). A premissa básica na construção dessa fronteira é a suposição de que o erro da função possa ser repartido em dois componentes. O primeiro tem uma distribuição normal. O segundo possui uma distribuição unilateral que representa a ineficiência técnica do produtor.

2 Ver o trabalho de Greene (1993) para descrição mais aprofundada. Apesar de técnicas de máxima verossimilhança, alguns trabalhos recentes, por exemplo De Borger e Kerstens (1996), Apezteguiza e Gárate (1997), ainda empregam mínimos quadrados corrigidos na estimação de fronteiras determinísticas.

Na forma funcional Cobb-Douglas a fronteira de produção estocástica com erro composto é representada pela equação (4):

$$y_i = Ax_{ki}^{\beta_k} \exp(\varepsilon), \quad \varepsilon = v_i - u_i, \quad (4)$$

em que  $y_i$  é o produto,  $x_{ki}$  é a matriz de insumos,  $A$  e  $\beta_k$  são parâmetros, e o termo do erro é representado por dois componentes: o primeiro,  $v_i$ , um ruído branco, possui uma distribuição simétrica que captura erros de medida e os erros aleatórios. O segundo componente,  $u_i$ , possui uma distribuição assimétrica, que mede a eficiência técnica pela distância entre o produto observado e o produto na fronteira. A fronteira estocástica será estimada considerando a suposição de que o erro unilateral possui uma distribuição *half normal*.<sup>3</sup> Aplicando logaritmo na equação 4, e substituindo as variáveis, tem-se:

$$\ln(\text{VALOR DA PRODUÇÃO})_i = \alpha + \beta_1 \ln(\text{ÁREA IRRIGADA})_i + \beta_2 \ln(\text{INSUMOS})_i + \beta_3 \ln(\text{CAPITAL})_i + \beta_4 \ln(\text{GASTO COM ÁGUA})_i + \beta_5 \ln(\text{MÃO-DE-OBRA})_i + v_i - u_i$$

em que  $\alpha = \ln(A)$ ,  $v_i$  é o erro aleatório simétrico, e  $u_i$  é o erro unilateral que representa a (in)eficiência técnica.

Os escores de eficiência de cada colono serão estimados a partir do método proposto por Jondrow, Lovell, Materov e Schmidt (1982), o qual consiste em considerar o valor esperado do erro unilateral  $u_i$ , condicional ao erro composto  $\varepsilon$ . Isto é, no caso em que  $v_i$  possuir uma distribuição normal e  $u_i$  uma distribuição *half normal*, a distribuição condicional de  $u_i$  dado  $\varepsilon_i$  é usada para fazer inferências a respeito de  $u_i$ . De acordo com esses autores o valor esperado pode ser encontrado pela seguinte relação<sup>4</sup>

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \mu_* + \sigma_* \frac{f(-\mu_* / \sigma_*)}{1 - F(-\mu_* / \sigma_*)} \quad (5)$$

3 Alguns estudos, como o de Mariano (1999) e de Apezteguiza e Gárate (1997), mostram que os níveis e a classificação de eficiência dos produtores são ligeiramente afetados quando se admite uma distribuição exponencial no erro unilateral.

4 Encontra-se uma apresentação mais detalhada da esperança condicional de  $u$  dado  $\varepsilon$  no apêndice do artigo de Jondrow, Lovell, Materov e Schmidt (1982).

em que  $-\mu_*/\sigma_* = \varepsilon\phi\sigma$ ,  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ,  $\sigma_*^2 = \sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2$  e  $\phi = \sigma_u/\sigma_v$

O termo  $\sigma_v^2$  representa a variância do erro simétrico e  $\sigma_u^2$  é a variância do erro unilateral, o qual reflete a ineficiência técnica do colono em atingir a maior produção possível. O parâmetro  $\phi$  é interpretado como um indicador da variabilidade relativa das duas fontes de erros. Quando  $\phi \rightarrow 0$ , implica que  $\sigma_v^2 \rightarrow \infty$ , e ou  $\sigma_u^2 \rightarrow 0$ , isto é, o erro simétrico domina a determinação do erro composto  $\varepsilon$ . Similarmente, quando  $\sigma_v^2 \rightarrow 0$ , o erro unilateral torna-se a fonte dominante do erro composto e, assim, os desvios do produto observado em relação à fronteira devem-se à ineficiência técnica do agricultor.

As funções densidade e distribuição acumulada da normal padrão estão representadas, respectivamente, por  $f$  e  $F$ . Após obter os valores da distribuição de  $u_j$ , chega-se às estimativas de eficiência técnica de cada colono, tomando-se a exponencial,  $\exp(-E(u|\varepsilon))$ . Essa medida de eficiência técnica encontra-se no intervalo  $[0, 1]$ , em que o valor zero representa completa ineficiência e a unidade representa total eficiência.

#### 2.4 A fronteira DEA-V (Data Envelopment Analysis with variable returns of scale)

Os modelos de fronteira estocástica tiveram grande desenvolvimento durante as décadas de setenta e oitenta. Durante este período, uma literatura independente da abordagem paramétrica das fronteiras estocásticas também foi sendo desenvolvida. Essa literatura, conhecida como *Data Envelopment Analysis* (DEA), baseia-se na abordagem não-paramétrica, empregando o uso de métodos de programação matemática para estimar modelos de fronteiras. O DEA foi inicialmente tratado por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), os quais expandiram as idéias iniciais propostas por Farrell (1957), com a incorporação da análise de múltiplos insumos e produtos. Conhecido como DEA-C, o modelo pressupõe a existência de retornos constantes de escala. Com uma orientação produto, o modelo DEA-C pode ser representado pelo seguinte problema de programação matemática:

$$\begin{array}{ll}
 \text{Maximizar} & \theta_j \\
 & \theta, \lambda \\
 \text{Sujeito a} & X\lambda \leq X_j, \\
 & \theta Y_j - Y\lambda \leq 0,
 \end{array} \tag{6}$$

em que  $N$  produtores produzem  $R$  produtos, usando  $K$  insumos. O parâmetro  $\lambda$  é um vetor de pesos ( $N \times 1$ ) sobre insumos e produtos;  $\theta$  é um escalar compreendido entre zero e um,  $0 < \theta_j \leq 1$ . Os vetores  $Y_j \equiv (y_{1j}, \dots, y_{Rj}) > 0$  e  $X_j \equiv (x_{1j}, \dots, x_{Kj}) > 0$ ,  $j = 1, \dots, N$ , representam

os vetores de produto e insumos da amostra de  $N$  produtores. As variáveis  $\theta$  e  $\lambda$  são variáveis duais. A última restrição permite que a  $j$ -ésima unidade produtiva analisada esteja sobre a fronteira ou abaixo dela.

Os escores da eficiência técnica dos produtores são obtidos invertendo-se o valor de  $\theta$ .<sup>5</sup> Isto é: Eficiência técnica =  $1/\theta$ . Esse valor indica a (in)eficiência do produtor em atingir um nível mais alto de produto, dadas as quantidades de insumos e a tecnologia. Os escores de eficiência variam no intervalo ente 0 – 1. Quanto mais próximo da unidade mais eficiente é o produtor.<sup>6</sup>

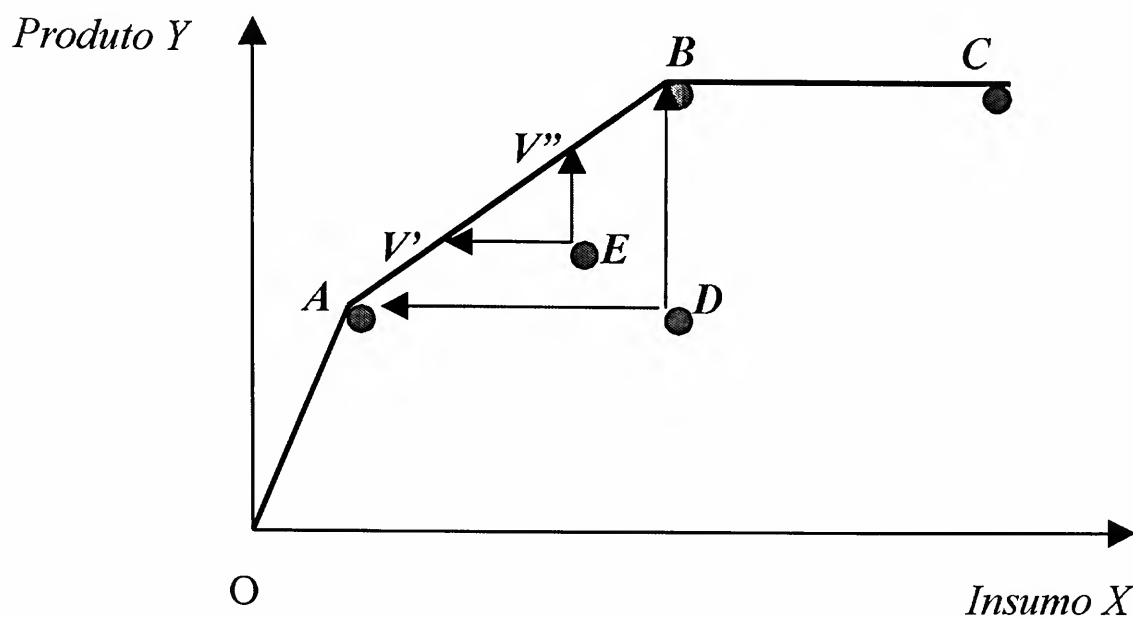
Banker, Charnes e Cooper (1984) sugeriram uma modificação do modelo DEA-C substituindo a suposição de retornos constantes por retornos variáveis de escala. Conhecido por DEA-V, ele é similar ao DEA com retornos constantes de escala. Admite apenas uma restrição adicional de que a soma dos pesos seja igual à unidade. Permite-se, assim, que a tecnologia de referência exiba retornos variáveis de escala.

Esse modelo pode ser ilustrado por meio da Figura 2. Os pontos OABC, e as combinações convexas dos pontos A e B, ( $V'$  e  $V''$ ) representam os produtores eficientes que formam a fronteira com retornos variáveis de escala. Conseqüentemente, os pontos E e D representam os produtores ineficientes, uma vez que esses pontos estão localizados abaixo da fronteira. A eficiência pode ser medida, numa orientação insumo, pela distância entre os pontos AD, ou ainda, numa orientação produto, pela distância DB. Nessa última, o produtor em D poderia elevar sua produção até o ponto B simplesmente melhorando sua eficiência técnica sem nenhum acréscimo adicional de insumos.

5 A explicação para inversão do valor de  $\theta$  decorre da definição da função distância. Isto é, a eficiência técnica com orientação produto também pode ser representada por  $(1/D_o(x,y)) = \text{Max}_{\theta} \{ \theta : \theta y \in P(x) \}$ , em que  $D_o(x,y)$  é a função distância produto e  $P(x)$  representa o conjunto de produção viável. Para uma definição mais rigorosa de eficiência usando o conceito de função distância recomenda-se a leitura de Färe e Primont (1995).

6 Essa é uma medida conhecida como eficiência técnica produto orientada de Farrell.

**Figura 2**  
**Representação da Fronteira DEA-V**



O modelo DEA-V com orientação produto, e na forma dual, é representado pelo seguinte problema de programação matemática:

$$\begin{array}{ll}
 \text{Maximizar } \theta_j & \text{Sujeito a } X\lambda \leq X_j \\
 \theta, \lambda & \theta Y_j - Y\lambda \leq 0 \\
 & \sum_J^N \lambda_j = 1
 \end{array} \quad (7)$$

Os escores de eficiência são obtidos, tal como no modelo DEA-C, invertendo o valor de  $\theta$ .

Com o propósito de escolher qual o tipo do modelo DEA a ser empregado na análise, realizou-se um teste de hipótese de retornos de escala proposto por Banker (1996). Esse teste procura verificar se a hipótese de retornos constantes de escala é mais plausível para o conjunto das informações do que a hipótese de retornos variáveis de escala. Quando nenhuma suposição sobre a distribuição da ineficiência é considerada nos modelos, Banker sugere a aplicação do teste não-paramétrico de duas amostras de Smirnov. Esse teste está baseado na distância máxima das distribuições acumuladas dos escores de eficiência dos modelos DEA-C e DEA-V. A estatística do teste de Smirnov é representada por:

$$T_{SM} = \max\{\hat{F}^C(\hat{\theta}_j^C) - \hat{F}^V(\hat{\theta}_j^V)\}$$

em que  $\hat{F}^C(\hat{\theta}_j^C)$  e  $\hat{F}^V(\hat{\theta}_j^V)$  são as distribuições de ineficiência acumuladas dos modelos DEA-C e DEA-V. No procedimento do teste, a estatística  $T_{SM}$  é comparada com o valor crítico de  $D$  obtido por meio da fórmula:  $D = 1,36 \sqrt{(n_1 + n_2) / n_1 n_2}$

Na realização desse teste os valores encontrados para  $T_{SM} = 0,164$  e  $D = 0,138$  permitiram rejeitar a hipótese nula  $H_0$  de retornos constantes de escala em relação à hipótese alternativa  $H_A$  de retornos variáveis de escala. Dessa forma, a análise foi realizada com a aplicação do modelo DEA-V.<sup>7</sup>

## 2.5 Fronteira FDH (*Free Disposal Hull*)

Tal qual a abordagem DEA, o método FDH (*Free Disposal Hull*) é um método não-paramétrico, usado para avaliar a eficiência de unidades produtivas ou unidades formadoras de decisão (*Decision Making Units - DMUs*). A diferença básica do FDH é que ele não requer a hipótese de convexidade admitida pela abordagem DEA. Isso permite maior flexibilidade para se avaliar a eficiência das DMUs. Nenhuma outra suposição é feita sobre a relação entre insumos e produtos a não ser “*free-disposal*” (livre descarte).

Tulkens (1993) mostra que a representação matricial do modelo FDH é igual ao DEA-V, com a introdução da restrição  $\lambda_j \in \{0,1\}$ , a qual relaxa a suposição de convexidade dos modelos DEA. Isto é:

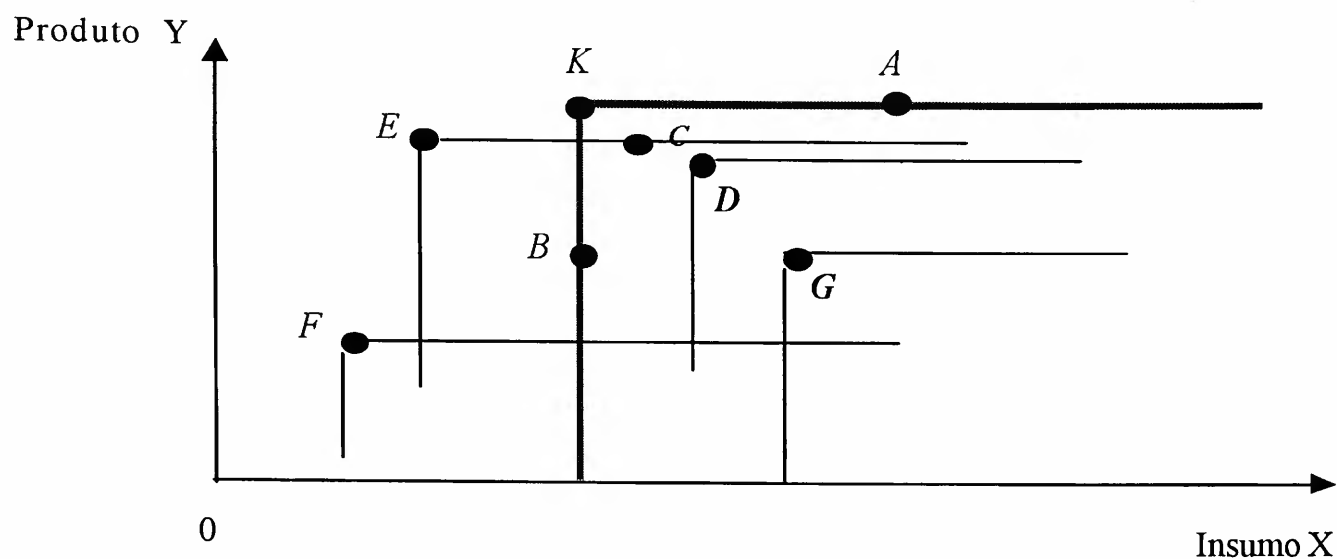
$$\begin{array}{ll}
 \text{Maximizar } \theta_j & \text{Sujeito a } X\lambda \leq X_j \\
 \theta, \lambda & \theta Y_j - Y\lambda \leq 0 \\
 & \sum_J^N \lambda_j = 1 \\
 & \lambda_j \in \{0,1\}
 \end{array} \quad (8)$$

A Figura 3 mostra a representação dessa fronteira. O produtor localizado no ponto K é eficiente em relação a todos os outros localizados abaixo ou à direita da fronteira. Isto é, em relação ao ponto B, o produtor K produz uma maior quantidade de produtos com a mesma quantidade de insumos. Por outro lado, com relação ao ponto A o produtor K produz uma mesma quantidade de produtos, porém utiliza uma menor quantidade de insumos.

7 No seu trabalho de 1996, Banker apresentou outros métodos para testar a hipótese de retornos de escala. Entretanto, a aplicação de todos os testes foge ao objetivo principal desse estudo.



**Figura 3**  
**Fronteira de Produção FDH**



Os escores da eficiência técnica dos produtores são obtidos de forma semelhante ao do modelo DEA-V com orientação produto. Isto é: Eficiência técnica =  $1/\theta$ .

## 2.6 Modelos explicativos da ineficiência técnica

Para explicar a ineficiência técnica dos colonos serão estimados dois modelos nos quais as variáveis dependentes são os escores de ineficiência dos colonos nas fronteiras estocásticas e FDH. Optou-se pelos escores de ineficiência dessas fronteiras porque elas são menos restritivas quanto às hipóteses admitidas nas suas formulações do que as fronteiras determinísticas e DEA-V. A principal crítica imposta às fronteiras determinísticas é que elas não levam em consideração as possíveis influências de erros de medidas e outros efeitos aleatórios. Nesse sentido, elas consideram que todos os desvios da fronteira estimada sejam provenientes da ineficiência técnica do produtor, o que é um viés do modelo. Na interpretação Coelli (1995), no caso de uma aplicação na produção agrícola, se o nível das informações da propriedade agrícola contiver erros de medida, informações não disponíveis ou não apropriadamente mensuradas ou, ainda, variáveis que são influenciadas pelo tempo, a suposição de que todos os desvios da fronteira estejam relacionados à ineficiência técnica do produtor seria uma suposição muito forte. Nesse caso, os modelos de fronteira estocástica seriam mais recomendáveis. Por outro lado, o modelo de fronteira FDH não requer a hipótese de convexidade admitida pela abordagem DEA. Isso permite maior flexibilidade para se avaliar a eficiência dos produtores.

Os modelos explicativos da ineficiência estão representados pelas equações (9) e (10). Na primeira, aplicam-se mínimos quadrados simples para ajustar os escores de ineficiência dos colonos da fronteira estocástica contra um conjunto de variáveis socioeconômicas.

$$IT_i = \gamma + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{ki} + e_i \quad i = 1, \dots, 195, \quad k = 1, \dots, 10. \quad (9)$$

em que:  $IT_i$  é o índice de ineficiência técnica dos colonos na fronteira estocástica. Isto é,  $IT_i = 1 - \exp(-E(u|\varepsilon))$ ;  $\gamma$  e  $\beta_k$  são parâmetros;  $Z_{ki}$  é uma matriz de variáveis explicativas, e  $u_i$  é o termo do erro, o qual, por suposição, tem uma distribuição normal.

A equação (10) é um modelo de regressão Tobit, em que a variável dependente  $IT_i$  é obtida subtraindo da unidade o valor da eficiência técnica dos colonos na fronteira FDH. Isto é,  $IT_i = 1 - (1 / \theta)$ .<sup>8</sup> Esse modelo possui a seguinte formulação:

$$IT_i = \gamma + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{ki} + e_i \quad \text{se} \quad \gamma + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{ki} > 0$$

$$IT_i = 0 \quad \text{se} \quad \gamma + \sum_{k=1}^n \beta_k Z_{ki} \leq 0, \quad (10)$$

As variáveis explicativas das equações (9) e (10) são a idade do produtor, tempo de trabalho no lote (anos), tamanho do lote (hectares), treinamento com irrigação (*dummy*), crédito (*dummy*), duas variáveis *dummies* para identificar o grau de escolaridade do colono. A primeira,  $D_{P,S}$ , indica os colonos que tinham o primeiro grau completo ou segundo grau incompleto, a Segunda,  $D_{S,T}$ , representa os colonos que tinham o segundo grau completo ou o curso superior. Na tentativa de se captar a diferença de eficiência em gerir a atividade agrícola associadas ao sexo foi incluída uma variável *dummy* para distinguir o produtor masculino. Por fim, com o objetivo de verificar a relação entre eficiência e a forma de administração dos perímetros foi inserida uma *dummy* ressaltando os colonos pertencentes aos perímetros emancipados. Com essa *dummy* espera-se constatar se a emancipação conduz à busca do maior esforço produtivo, e assim contribuindo para redução da ineficiência.

8 Athanassipoulos e Karkazis (1997) argumentaram que os escores de eficiência obtidos nos modelos DEA e FDH são truncados em um e, assim, as suposições da estimação por mínimos quadrados seriam violadas. Eles sugerem a aplicação de modelos de regressão censoriada, como é o caso do modelo Tobit.

Para a realização dessa segunda fase é importante que as variáveis explicativas do primeiro estágio,  $X_{ki}$ , não estejam altamente correlacionadas com as variáveis explicativas do segundo estágio,  $Z_{ki}$ . Se isso viesse ocorrer, os parâmetros estimados provavelmente seriam enviesados. Entretanto, as correlações encontradas entre os dois conjuntos de variáveis  $X_{ki}$  e  $Z_{ki}$  foram relativamente baixas.

### 3 Resultados e análise

Em termos de elasticidade de produção, o coeficiente da área irrigada foi aquele que apresentou maior resposta ao acréscimo do produto. Isso confirma a forte relação entre produção e área irrigada. Outro coeficiente que apresentou elasticidade alta foi o da variável despesa com insumos. No modelo de fronteira estocástica, a estimativa do parâmetro  $\lambda$ , o qual mede a variabilidade das duas fontes do erro, excedeu a unidade. Isso significa que a maior parte da variabilidade no valor da produção das culturas irrigadas deve-se à ineficiência técnica e não a fatores aleatórios fora do controle do processo produtivo.

**Tabela 1**  
**Estimativas das Funções Fronteiras Determinística e Estocástica**

	Determinística	Estocástica
Constante	4.706 <sup>a</sup> (1.72)	4.114*** (2.77)
LnÁREA IRRIGADA	0.679*** (3.44)	0.766*** (3.14)
LnINSUMOS	0.401*** (3.25)	0.377*** (3.18)
LnCAPITAL	0.161** (2.16)	0.157** (2.08)
LnGASTO COM ÁGUA	0.101** (2.02)	0.098*** (3.16)
LnMÃO DE OBRA	-0.035 n.s. (-0.22)	-0.029 n.s. (-0.23)
$\hat{\lambda} = \hat{\sigma}_u / \hat{\sigma}_v$		1.783*** (4.00)
$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_v^2}$		0.764*** (16.49)
$\hat{\phi}$		
$\hat{\sigma}_u^2$		0.44418
$\hat{\sigma}_v^2$		0.13963
Log da Função Likelihood		-156.0426
R <sup>2</sup> AJUSTADO	0.535	0.54

Os termos entre parênteses mostram a estatística t-student, e os asteriscos \* representam que o parâmetro foi significativo em nível de 10%, \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

(a) o termo constante obtido por mínimos quadrados foi corrigido pelo maior resíduo estimado, 2.029, e a estatística t-student refere-se ao valor estimado da constante por mínimos quadrados, 2.677.

A Tabela 2 mostra as distribuições dos colonos por classe de eficiência técnica. No modelo de fronteira determinística, 95.4% dos colonos ficaram com escores de eficiência concentrados no intervalo entre 0.4 a 0.8. Nesse modelo a unidade eficiente foi aquela que apresentou o maior resíduo estimado e, portanto, serviu como parâmetro para deslocar o intercepto da função de produção média. Na fronteira estocástica, 41% dos colonos apresentaram escores de eficiência técnica acima de 0.8. O modelo DEA-V, que impõe convexidade, produziu um menor número de unidades eficientes do que o método FDH. Essa diferença é esperada, visto que o modelo DEA-V admite a convexidade, hipótese essa relaxada pelo modelo FDH. Sendo assim, por ser menos restritivo do que o modelo DEA-V, o modelo FDH apresenta um maior número de colonos eficientes.

**Tabela 2**  
**Distribuição dos Colonos por Classe de Eficiência Técnica**

Classe de Eficiência Técnica	Determinística		Estocástica		DEA - V		FDH	
	Número de colonos	%	Número de colonos	%	Número de colonos	%	Número de colonos	%
	0 - 0.2	0	0.0	1	0.5	121	62.1	52
0.2 - 0.4	2	1.0	2	1.0	17	8.7	19	9.7
0.4 - 0.6	84	43.1	16	8.2	6	3.1	15	7.7
0.6 - 0.8	102	52.3	96	49.3	9	4.6	8	4.1
0.8 - 1	6	3.1	80	41.0	2	1.0	3	1.5
1	1	0.5	0.0	0.0	40	20.5	98	50.3
Total	195	100	195	100	195	100	195	100

O número de colonos eficientes por perímetros, resultante do uso dos modelos DEA-V e FDH, encontra-se na Tabela 3. No modelo DEA-V, apenas o perímetro de Mandacaru não apresentou colonos eficientes. Em termos porcentuais, Tourão, com 54%, foi o perímetro que mais apresentou colono eficiente, seguido por Nilo Coelho, com 20.5%, Maniçoba 19%, Curaçá 18.5% e Bebedouro com 8.3% dos colonos incluídos na amostra. Na fronteira FDH, o número de colonos eficientes por perímetros é maior. Entre esses, Tourão, Mandacaru e Bebedouro foram os mais eficientes.

**Tabela 3**  
**Número de Colonos Eficientes por Perímetros nos Modelos DEA-V e FDH**

Perímetros	DEA-V		FDH	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Bebedouro	1	8.3%	8	66.7%
Tourão	6	54.5%	10	90.9%
Maniçoba	4	19%	11	52.4%
Mandacaru	0	0.0%	5	71.4%
Curaçá	5	18.5%	11	40.7%
Nilo Coelho	24	20.5%	53	45.3%
Total	40	20.5	98	50.3%

Nota: As colunas (1) e (3) mostram o total de produtores eficientes nos perímetros em cada um dos modelos. As colunas (2) e (4) mostram o percentual de colonos eficientes em cada perímetro. A última linha mostra o total e o percentual de produtores eficientes na amostra.

A Tabela 4 mostra a eficiência técnica média dos colonos por perímetros nos quatro modelos de fronteira analisados. Em todas as fronteiras estimadas, os maiores escores de eficiência média foram encontrados nos perímetros de Bebedouro, Tourão e Mandacaru. Esses resultados mostram que, independentemente dos métodos empregados na estimação da fronteira, os colonos desses perímetros apresentaram os maiores escores de eficiência técnica média. Os demais perímetros - Nilo Coelho, Curaçá e Maniçoba - exibiram, em todas as fronteiras, os menores escores de eficiência média.

**Tabela 4**  
**Eficiência Técnica Média dos Colonos por Perímetros**

Perímetros	Fronteiras paramétricas		Fronteiras não-paramétricas	
	Estocástica	Determinística	DEA-V	FDH
Bebedouro	0.846	0.694	0.449	0.775
Tourão	0.827	0.683	0.721	0.929
Maniçoba	0.712	0.575	0.258	0.652
Mandacaru	0.834	0.681	0.353	0.799
Curaçá	0.746	0.601	0.333	0.628
Nilo Coelho	0.737	0.608	0.289	0.570

### 3.2 Explicando a ineficiência técnica dos colonos

A Tabela 5 mostra os resultados dos modelos que explicam a ineficiência técnica dos colonos. No modelo em que a variável dependente está representada pelos escores de ineficiência da fronteira estocástica, o parâmetro da variável tamanho do lote foi significativo e apresentou sinal negativo. Isto significa que um aumento no tamanho do lote reduz o custo médio com a irrigação e, assim, diminui a ineficiência do colono. O coeficiente da variável assistência técnica foi significativo e com sinal negativo. Esse resultado sugere que os programas de extensão e visita dos técnicos agrícolas nos lotes dos colonos são importantes no processo de transmissão de práticas de manejo da terra e do cultivo, ajudando, assim, a reduzir a ineficiência técnica na produção das culturas irrigadas.

O coeficiente da variável *dummy*, que evidencia os colonos com escolaridade do primeiro grau completo até segundo grau incompleto, também foi significativo e apresentou sinal negativo. Esse resultado indica que o nível de educação dos colonos é importante para reduzir a ineficiência técnica na agricultura irrigada. Agricultores com certo grau de escolaridade podem encontrar mais facilidade em assimilar as informações repassadas por técnicos agrícolas, associações e cooperativas de agricultores.

Uma outra variável que apresentou coeficiente significativo e com sinal negativo foi a *dummy* usada para caracterizar os colonos pertencentes aos perímetros emancipados, geridos sob autogestão. O sinal negativo dessa *dummy* pode estar refletindo o maior esforço produtivo daqueles colonos que pertencem aos perímetros já emancipados. Pode-se também conjecturar que a ausência paternalista da CODEVASF permite, de certa forma, um maior empenho dos colonos, fazendo com que o nível de suas rendas dependa mais estreitamente do nível de seus esforços.

Com relação à função dos escores de ineficiência na fronteira FDH, observa-se que o coeficiente da variável idade foi significativo e apresentou sinal positivo. Isso leva à suposição de que colonos mais idosos podem apresentar eficiência técnica mais baixa. Entretanto, a destreza e a baixa capacidade de esforço dos colonos mais idosos podem ser compensadas pelos anos de experiência adquirida na agricultura. Para que essa experiência possa lograr êxito, o colono deve, continuamente, receber treinamentos e ter acesso à assistência técnica. O coeficiente da variável *dummy*, que identifica os colonos que receberam treinamento com irrigação foi significativo e com sinal negativo. Esse resultado mostra que a ineficiência técnica dos colonos pode estar relacionada à ausência de treinamentos sobre os sistemas de irrigação. A falta desse treinamento pode levar a um maior desperdício da água e de outros insumos, ocasionando, como conseqüência, uma queda na produtividade de suas lavouras.

**Tabela 5**  
**Estimativas das Funções Ineficiência por Mínimos Quadrados e Regressão Tobit**

Parâmetros	Variável dependente: escores de ineficiência	
	Fronteira estocástica $1 - \exp(E U)$	Fronteira FDH $1 - (1/\theta)$
	Regressão: Mínimos Quadrados	Regressão Censoriada Tobit
Constante	-2.41131* (0.8061)	-0.5596 (0.3729)
Idade	-0.07259 (0.1272)	0.00981*** (0.0055)
Tempo de Trabalho	0.080422 (0.0708)	0.0155 (0.01334)
Tamanho do Lote	-0.42207* (0.0394)	0.00632 (0.007544)
Treinamento	-0.03152 (0.0644)	-0.29538* (0.1144)
Assistência Técnica	-0.16005*** (0.0827)	0.19001 (0.1525)
Crédito	0.108375 (0.0664)	0.29640** (0.1180)
D <sub>P,S</sub>	-0.13042*** (0.0681)	-0.03508 (0.1212)
D <sub>S,T</sub>	-0.02363 (0.1006)	0.02353 (0.1797)
Sexo	-0.10168 (0.1215)	-0.00605 (0.2113)
Emancipação	-0.19317* (0.0701)	-0.42830* (0.1318)
Estatística F	6.1542*	
R <sup>2</sup> <sub>AJUSTADO</sub>	0.2237	
Log-Likelihood		-168.2035
Parâmetro do modelo tobit, $\sigma$		0.68364* (0.05601)

Desvios padrões entre parênteses. Os asterísticos \*\*\*, \*\*, \* representam, respectivamente, os níveis de significância de 10%, 5% e 1%.

O coeficiente da variável *dummy* que distingue os colonos com a disponibilidade do crédito rural foi significativo e com sinal positivo. A interpretação desse sinal levaria à suposição que a disponibilidade do crédito rural não reduz a ineficiência técnica dos colonos. Este é um resultado que deve ser interpretado com cautela. A forma de medir a disponibilidade do crédito rural, identificando os agricultores que o receberam ou não, talvez não tenha sido a mais adequada para captar a sua importância no aumento da produtividade, e na eficiência técnica dos colonos. A princípio, espera-se que a disponibilidade do crédito rural, principalmente a linha de custeio, possa ajudar os colonos a adquirir sementes, mudas e demais insumos necessários para o plantio. Os colonos com baixa capitalização, e sem o crédito rural, geralmente utilizam insumos e sementes de qualidades inferiores, tornando-os menos produtivos e mais ineficientes. Tal como na função ineficiência com os escores da fronteira estocástica, o coeficiente da variável *dummy* emancipação foi significativo e negativo, refletindo o esforço produtivo dos colonos nos perímetros emancipados.

#### 4 Comentários finais

É prudente, ao se analisar a eficiência de conjuntos de empresas, produtores ou atividades econômicas, o emprego de uma variedade de métodos de estimação de fronteiras com o objetivo de verificar seus resultados e definir aqueles mais consistentes. Na análise da distribuição da eficiência dos colonos por perímetros tomou-se como referência os níveis de eficiência atingidos pelos colonos nos quatro modelos de fronteira analisados. Os resultados mostraram, em todos os modelos estimados, que a eficiência técnica média dos colonos localizados nos perímetros de Bebedouro, Tourão e Mandacaru foi superior àquela registrada pelos colonos dos outros perímetros. Os maiores percentuais de colonos ineficientes foram registrados nos perímetros de Maniçoba e Curaçá, os quais são administrados pelos Distritos de Irrigação, e se encontram em processo de autogestão. Nesse tipo de administração, a CODEVASF mantém o apoio técnico e financeiro ao Distrito, porém o custo operacional do perímetro é assumido integralmente pela organização dos irrigantes. O perímetro de Nilo Coelho apenas recentemente teve sua administração repassada da CODEVASF para o Distrito de Irrigação. Entretanto, esse perímetro ainda se encontra numa situação de co-gestão. Isto é, os irrigantes, em conjunto com a CODEVASF, organizam-se para administrar o perímetro. Bebedouro e Mandacaru são perímetros mais antigos e foram os primeiros a entrar em fase de autogestão. Por outro lado, Tourão é um perímetro que tem uma participação significativa de empresas agrícolas. Esses resultados levam a crer que os perímetros que foram emancipados há mais tempo, e no qual o sistema da produção está interligado com empresas e agroindústrias, foram relativamente mais eficientes do que aqueles em fase inicial da autogestão.



Os resultados da análise dos fatores que explicam a ineficiência técnica dos colonos sugerem que a ineficiência na produção pode ser reduzida por meio de um aumento no tamanho dos lotes. Lotes maiores possuem um menor custo médio de irrigação e, assim, permitem que os colonos possam alcançar uma maior eficiência. Os resultados mostraram, também, que a ineficiência na produção das culturas irrigadas pode ser reduzida se houver uma melhora no grau de escolaridade dos colonos, principalmente para aqueles com pouco ou nenhum nível de instrução escolar. Uma política de incentivos que vise melhorar o desempenho produtivo na agricultura irrigada deve contemplar o apoio por meio da assistência técnica, aumento dos beneficiários do crédito agrícola, além da promoção de cursos e treinamento sobre sistemas de irrigação.

Quanto aos modelos, notou-se que os escores de eficiência técnica dos colonos na fronteira estocástica são mais consistentes com o padrão de crescimento da agricultura irrigada no Vale do São Francisco do que aqueles encontrados nas fronteiras DEA e FDH. Os níveis de eficiência dos colonos obtidos na fronteira estocástica se aproximaram mais da realidade da moderna agricultura irrigada em Petrolina e Juazeiro, cujas medidas de eficiência refletem, visivelmente, o crescimento da fruticultura irrigada nesta região. Pode-se, neste estudo, extrair as seguintes conclusões:

- a) A fronteira estocástica apresentou escores de eficiência técnica mais robustos, mais consistentes, e mais próximos da realidade encontrada numa moderna agricultura irrigada.
- b) A discrepância encontrada entre os escores da fronteiras paramétricas com os modelos não-paramétricos, principalmente DEA, talvez seja explicada pela necessidade deste último incluir a aleatoriedade na sua formulação, isto é, os modelos DEA estocásticos.

## Referências bibliográficas

- Aigner, D. J., Chu, S. F. On estimating the industry production function. *American Economic Review*, v. 58, n. 4, p. 826-839, September 1968.
- Aigner, D. J., Lovell, C. A. K., Schmidt, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, v. 6, n. 1, p. 21-37, July 1977
- Apezteguíza, B. I., Gárate, M. R. Technical efficiency in the Spanish agrofood industry. *Agricultural Economics*, 17, p. 179-189, 1997

- Athanassipoulos, Antreas D., Karkazis, J. Efficiency of social and economic image projection in spatial configurations. *Journals of Regional Science*, v. 37, n. 1, p. 75-97, 1997
- Banker, Rajiv D., Charnes, A.; Cooper, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 30, n. 9, September 1984.
- Banker, Rajiv D. Hypothesis tests using data envelopment analysis. *The Journal of Productivity Analysis*, 7, p. 139-159, 1996.
- Bravo-Ureta, Boris E.; Evenson, R. Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in eastern Paraguay. *Agricultural Economics*, 10. p. 27-37, 1994.
- Charnes, A. W.; Cooper, W. W., Rhodes, E. Measurement the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- Coelli, T. J. Recent development in frontier modelling and efficiency measurement. *Australian Journal Agricultural Economics*, v. 39, n. 39, p. 219-245, December 1995.
- De Borger, B., Kerstens, K. Cost efficiency of Belgian local governments: a comparative analysis of FDH, DEA, and econometric approaches. *Regional Science and Urban Economics*, 26, p. 145-170, 1996.
- FADE. *Investimentos públicos e privados em agricultura irrigada e seus impactos sobre o emprego e a renda nos pólos de Petrolina/Juazeiro e Norte de Minas Gerais*. Recife: Fundação de Apoio ao Desenvolvimento da Universidade Federal de Pernambuco. Março 1999.
- Färe, Rolf; Primont, Daniel. *Multi-output production and duality theory and applications*. Kluwer Academic Publishers, 1995.
- Farrell, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society Series*, v. 120, n. 3, p. 253-281, 1957
- Greene, W. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. *Journal of Econometrics*, 13, p. 27-56, 1980.
- \_\_\_\_\_. The econometric approach to efficiency analysis. In: Fried, H., Lovell, C. A., Schmidt, P. (eds.), *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*. New York: Oxford University Press, 1993.
- Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I. S., Schmidt, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19, p. 233-238, August 1982.

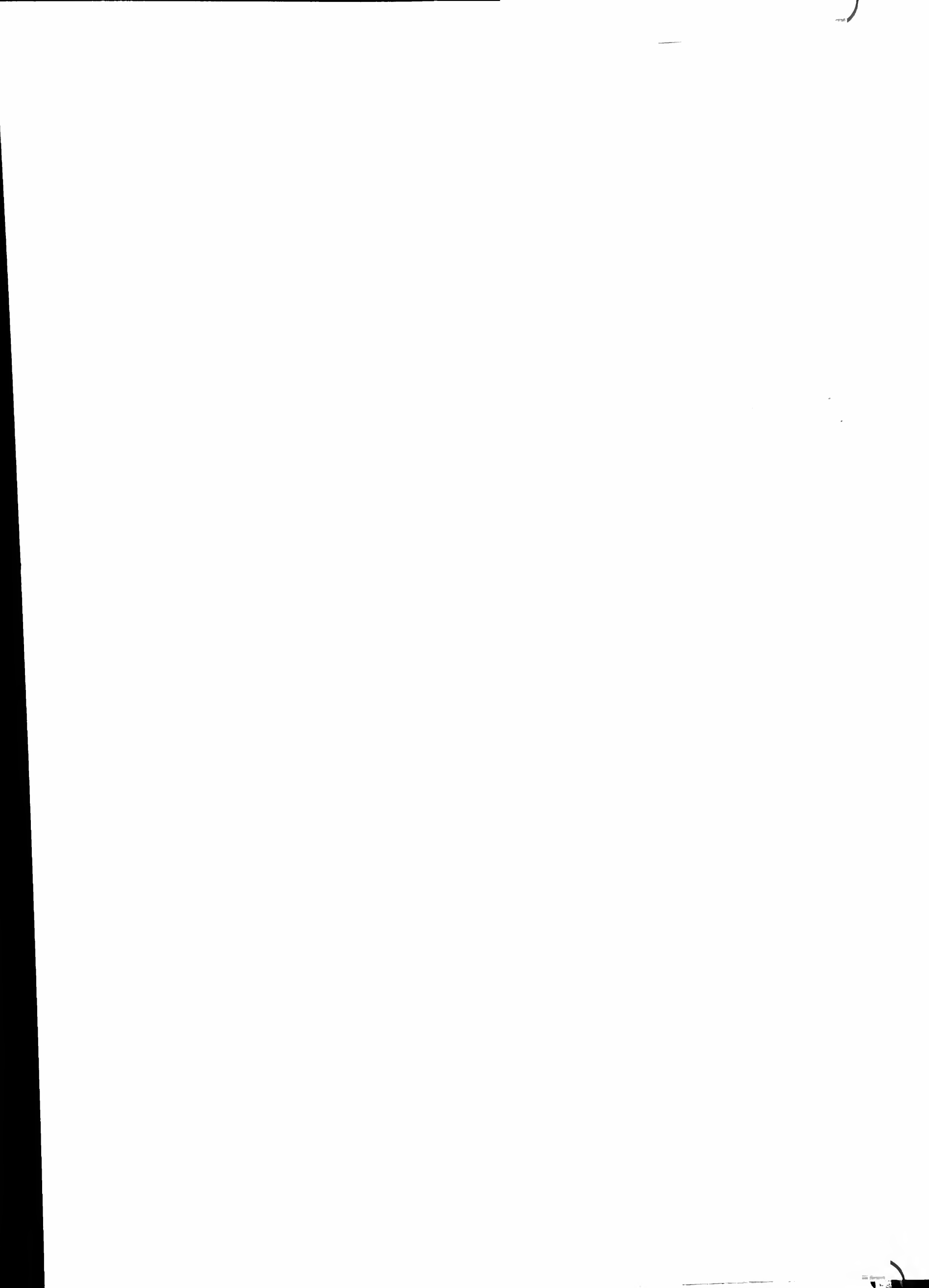
Mariano, Jorge Luiz. *A Eficiência dos colonos na agricultura irrigada no Vale do São Francisco: uma análise comparativa dos modelos de fronteira paramétrica e não paramétrica*. 1999 142p. Tese (Doutorado), PIMES, UFPE, Recife.

Meeusen, W., Broecker, J. van den. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composer error. *International Economic Review*, p. 435-444, June 1977

Richmond, J. Estimating the efficiency of production. *International Economic Review*, v. 15, n. 2, June 1974.

Seyoum, E. T., Battese, G. E., Fleming, E. M. Technical efficiency and productivity of maize producers in eastern Ethiopia: a study of farmers within and outside the Sasakawa-Global 2000 project. *Agricultura Economics*, v. 19, n. 3, p. 341-348, December 1998.

Tulkens, Henry. On FDH efficiency analysis: some methodological issues and applications to retail banking, courts, in urban transit. *The Journal of Productivity Analysis*, 4, p. 183-210, 1993.



# A dinâmica locacional da avicultura e suinocultura no Centro-Oeste brasileiro

Leopoldo Viriato Saboya<sup>§</sup>

## RESUMO

Visando investigar a dinâmica locacional das empresas dos complexos aves e suínos do Centro-Oeste, pesquisou-se empiricamente o processo de decisão locacional e os fatores-chave da escolha do local. Apenas a característica **meta do empresário** apresentou relação estatisticamente significativa com as variáveis de estudo locacional, mostrando que mesmo a empresa sendo grande, integradora ou fruto de uma expansão externa ao Centro-Oeste, o fato de ela estar iniciando um negócio como outro qualquer é que denota a sua pequena preocupação com a localização, diferentemente das que buscavam minimizar dispêndios com milho. Sobre os fatores determinantes da escolha, ficou claro o desequilíbrio entre o elevado nível de importância atribuído ao vetor **matérias-primas** relativamente aos outros. Conclui-se, assim, que o milho age, de fato, como norteador das atividades de aves e suínos no Centro-Oeste, configurando-se não somente como fator de atração mas também como elemento naturalmente propagador de atividades de agregação de valor.

**Palavras-chave:** Centro-Oeste, avicultura, suinocultura, Teoria da Localização.

## ABSTRACT

With a view to research location dynamics for poultry and hog companies in Brazilian Midwest, an survey was carried out about location decision-making. Among the main results, it's highlighted that only the characteristic *businessmen goal* has presented significant hypothesis test when crossed with *decision* variables, showing that, even being a big company, the fact that it's only *beginning an activity of whatever kind* shows its lack of care about location, differing of that ones which had as goal *minimizing expenses with corn*. Regarding the location factors that determined a location selection, there was a clear lack of balance between the high importance attributed to raw material vector and most other factor. The results allow to conclude that corn is a defining factor for poultry and hog production in the Midwest, serving not only as an attraction factor for companies but also as an element which naturally brings synergetic value-adding activities.

**Key words:** Midwest, poultry, hog, Location Theory.

**JEL classification:** Q13.

---

<sup>§</sup> Engenheiro Agrônomo, mestre em Economia Aplicada pela ESALQ/USP.

Recebido em agosto de 2001. Aceito em novembro de 2001.

## 1 Introdução

A abertura de fronteiras de produção sempre mereceu atenções especiais de organismos políticos, econômicos e produtivos, desafiados muitas vezes pelo novo, pelo desconhecido. Como característica deste processo, a agricultura apresentou sempre papel pioneiro para o desenvolvimento futuro de atividades afins, não tendo sido diferente para a região Centro-Oeste brasileira.

O processo de avanço tomou impulso a partir de meados da década de 70, apesar de se encontrar atividade agrícola de alguma significância em áreas de cerrado já na década de 50. A agropecuária, assim como qualquer outro tipo de atividade primária, logo atraiu e desenvolveu sinergias verticalmente para frente com a indústria de transformação.

A partir da segunda metade da década de 80, a agricultura crescia juntamente com a atividade agroindustrial e nela vêm se destacando os complexos produtivos de aves e suínos.

Estas duas cadeias produtivas experimentaram transformações tecnológicas, com as técnicas de produção intensiva e desenvolvimento de genética adaptada, transformações organizacionais, com a estrutura de integração vertical e, mais recentemente, se vêm às portas de sofrer, se não uma transformação, pelo menos uma mudança na geografia espacial da produção.

Todavia, parece haver consenso de que os preços mais baixos dos grãos lá produzidos, principalmente os do milho, estariam atraindo investimentos dos complexos avícola e suinícola a partir de uma vantagem comparativa *vis-à-vis* as principais regiões produtoras no eixo Sul-Sudeste do País.

Entretanto, atribuir à movimentação destas atividades apenas fatores relacionados aos menores custos das rações nestas regiões implicaria negligenciar toda a dinâmica da decisão locacional por parte de empresas do agronegócio e abster-se de outras forças que atuam na atração de investimentos em regiões de fronteira.

Assim, a hipótese é de que os preços mais baratos das matérias-primas, sobretudo os do milho, não são suficientes para explicar o crescimento das atividades de aves e suínos na região Centro-Oeste.

Este artigo explora os principais resultados da pesquisa empírica realizada com 27 empresas dos segmentos avícola e suinícola que objetivou conhecer a dinâmica da localização dessas

atividades no Centro-Oeste. Os questionários enviados buscaram respostas acerca de como se deu o processo de decisão locacional bem como de avaliar os fatores-chave da escolha, as quais foram analisadas por meio de tabelas de contingência.

## 2 Contextualização do problema

É perfeitamente compreensível que uma atividade primária, como a agricultura, atraia para perto de si elos a montante (como empresas dos setores de fertilizantes e corretivos químicos, sementes, agroquímicos, maquinário agrícola etc.) e a jusante (como empresas processadoras de grãos, abatedouros de frango e suínos, de beneficiamento de alimentos, madeiras etc.).

No caso da região Centro-Oeste, o desenvolvimento da agricultura foi um processo mais concentrado e intensivo do que a expansão da fronteira agrícola pelos Estados do Sul nas primeiras décadas deste século. Esta característica mais intensiva da exploração do espaço rural do Centro-Oeste fez com que, a partir de meados da década de 80, o crescimento da agricultura ocorresse de forma quase simultânea com a ampliação de atividades do agronegócio, favorecendo a transferência de tecnologia do setor secundário (indústria de transformação) para o setor primário da produção (agricultura).

Entretanto, a instalação de empresas agroindustriais no Centro-Oeste, segundo Castro e Fonseca (1995), não é um processo recente se se analisar, principalmente, as atividades relacionadas ao beneficiamento primário de produtos como arroz, milho, madeiras, abate de animais etc. O que se pode dizer que é relativamente novo na região “*é a presença de empresas agroindustriais de grande porte que estendem as suas operações ao mercado de commodities, de um lado, e ao mercado interno, de outro, integrando em nível regional duas cadeias produtivas, grãos e carnes, com resultados extremamente dinâmicos para a região.*” (Id. *ibid.*, p. 5)

Wilkinson (1996) também destaca que o avanço da fronteira pelos cerrados está consolidando uma agricultura em grande escala, produtora de grãos e oleaginosas que busca uma verticalização para frente no conjunto de carnes.

Assim, é exatamente nas sinergias com a produção de soja e milho que se estabelece um novo paradigma produtivo dos cerrados: a expansão da fronteira agroindustrial. O que era fronteira agrícola 30 anos atrás, não mais o é. Progrediu para uma nova fronteira. Para uma fronteira do agronegócio.

Apesar de abatedouros de carne bovina e frigoríficos constituírem a presença mais antiga de empresas agroindustriais em Estados como o Mato Grosso e o Mato Grosso do Sul, foi alicerçado no grande dinamismo da cultura da soja e, por consequência, nas plantas esmagadoras e processadoras que desenvolveu a atividade no Centro-Oeste. (Castro e Fonseca, 1995)

As autoras (*id. ibid.*) comentam, nesse sentido, que a década de 80 foi particularmente importante para a região Centro-Oeste, pois se de um lado consolidou a região como importante centro produtor de soja no País (produzindo cerca de 40% da produção nacional), por outro, trouxe grandes grupos atuantes no mercado de *commodities*, que passaram a investir em armazenamento, logo seguido por inversões em atividades de esmagamento.

Em virtude do elevado capital imobilizado em silos, armazéns, planta esmagadora, as empresas processadoras de soja ou, ainda, as ligadas ao complexo soja da região Centro-Oeste buscaram a diversificação de suas atividades. Entre óleo refinado de soja, milho, óleo refinado de milho, margarinas, o processo de diversificação da agroindústria esmagadora e processadora de soja no Centro-Oeste reproduz o processo de integração com atividades de processamento de carne já ocorrido no Sul do País. (Castro e Fonseca, 1995)

Empresas como a Ceval e Sadia, conforme citam Castro e Fonseca (1995), passaram a procurar novas oportunidades de lucros provenientes da conjugação das duas cadeias, de grãos e de carnes, na região Centro-Oeste.

Para promover a associação entre estas duas cadeias, as agroindústrias deste complexo especializaram-se na fabricação de alimento animal para a produção integrada de aves e suínos, sendo que a sinergia desse processo pode ter partido do processamento de soja em direção ao abate de aves e suínos, como o caso da Ceval, ou as próprias empresas do mercado de produtos cárneos industrializados, como os casos da Sadia e da Perdigão, acumularam atividades do complexo soja.

Independente do caminho, a estratégia comum de auto-suficiência na produção de farelo destinada às rações de seus cooperados pelas três maiores integradoras do Brasil, Sadia, Perdigão e Ceval, na ordem (Lazzarini *et al.*, 1996), parece indicar a sinergia existente entre o processamento de soja e a integração vertical de aves e suínos.

Em relação à região Centro-Oeste, “*as sinergias derivadas da integração das duas cadeias produtivas (grãos e carnes) mostraram-se particularmente atraentes em face da possibilidade de obtenção da ração a baixo custo.*” (Castro e Fonseca, 1995, p. 7)



O menor custo de produção da ração na região Centro-Oeste se deve, em parte, ao fato de as empresas localizarem-se próximas aos locais de cultivo, diminuindo os dispêndios com transporte, e em parte aos próprios preços mais baratos do milho e da soja (e portanto do farelo), principais itens de custo do alimento animal,<sup>1</sup> em relação às demais regiões produtoras.

Aprofundando esta discussão, Helfand e Rezende (1998, p. 1) comentam haver realmente uma opinião generalizada de que a região Centro-Oeste, por “*produzir grãos mais baratos que os estados onde hoje se concentram as atividades de aves e suínos - especialmente Rio Grande do Sul e Santa Catarina - , poderia ter vantagem comparativa nessas atividades da agroindústria*” e estar promovendo a atração de empreendimentos. De fato, os preços pagos pelo milho no Centro-Oeste têm sido historicamente inferiores aos da região Sudeste, basicamente por dois motivos: primeiramente, porque os custos unitários de produção (por tonelada) são mais baixos em virtude do rendimento médio das lavouras ser superior ao das outras regiões produtoras; segundo, pelo fato de a região ser exportadora líquida de milho e soja, os preços lá praticados têm descontado uma parcela referente ao valor frete.<sup>2</sup>

Esta “opinião generalizada” aparece, de fato, na grande maioria dos trabalhos que fazem referência ao assunto. De maneira geral, não se pode negar que regiões mais remotas, como o caso dos cerrados, sofram “*substancial desvantagem em relação a custos de transportes que reduzem consideravelmente o preço líquido recebido pelos produtores*” (Cunha *et al.*, 1994, p. 60), fazendo com que os preços negociados tenham um deságio em relação aos grandes centros de consumo. Castro e Fonseca (1995) visualizam, nas sinergias da integração das duas cadeias produtivas (grãos e carne), a possibilidade de produção de ração de baixo custo. Lazzarini *et al.* (1996, p. 596), analisando as estratégias da indústria nacional de nutrição animal, salientam a “*tendência de mudança no pólo produtor de grãos para o Centro-Oeste. Nesta região, a terra é mais barata, o que permite um aumento de escala das fazendas*”, devendo haver, assim, “*expansão da produção de rações no nível de fazenda.*” Wilkinson (1996), por meio de entrevistas, comenta que empresas privadas dos

---

1 Segundo Lazzarini *et al.* (1996), o milho contribui com cerca de 40% a 45% dos custos totais e o farelo de soja com 25% a 30%, uma vez que os dois ingredientes representam, respectivamente, cerca de 60% e 20% da ração balanceada. (Saboya e Marques, 1999)

2 Vale salientar que o próprio crescimento da atividade de produção de aves e suínos no Centro-Oeste vem fazendo com que regiões antes exportadoras líquidas de grãos, como o caso do Sudoeste goiano, desenvolvam mercados locais, o que, *per se*, acarreta em aumento dos preços das matérias-primas.

setores de aves e suínos estão, de fato, manifestando interesse em dirigir novos investimentos nos cerrados. Nesta mesma linha de raciocínio, Farina (1997, p. 109) afirma que “*com o deslocamento da produção de soja e milho para a região do Centro-Oeste, os novos investimentos em avicultura têm sido direcionados para essa região.*”

Em resumo, a idéia básica é a de que os preços mais baratos das matérias-primas básicas (milho e farelo de soja) para o arraçamento animal estariam atraindo as cadeias de aves e suínos para regiões de cerrado.

Um exemplo atual deste novo paradigma produtivo é o Projeto Buriti, da Perdigão, em Rio Verde-GO, que é conduzido em linhas bem distintas do desenvolvido no Sul do País. Faveret Filho e Paula (1998), analisando o projeto, salientam que a escolha do local pela Perdigão deveu-se à disponibilidade de grãos (milho e soja), oferta e qualidade de mão-de-obra, disponibilidade de carne bovina, incentivos fiscais e condições climáticas. Assim como outros projetos desenvolvidos no cerrado de natureza semelhante, apontam para uma nova geografia do setor, baseada na proximidade com áreas fornecedoras de matérias-primas a baixo custo.

Nessa tônica, o trabalho de Helfand e Rezende (1998) revela alguns fatos importantes. Primeiramente, ao analisarem a estrutura de preços do milho no Brasil (o principal item no custo da ração), os autores identificaram, para o período de 90/95, quatro regiões homogêneas em termos de preço, e que se diferenciaram progressivamente entre si: 1<sup>a</sup>) Paraná e Centro-Oeste; 2<sup>a</sup>) Rio Grande do Sul e Santa Catarina; 3<sup>a</sup>) São Paulo e Minas Gerais; 4<sup>a</sup>) Espírito Santo, Rio de Janeiro, Nordeste e Norte. Como conclusão preliminar desta análise, os autores asseveram que os diferenciais de preços realmente indicam existir economia de custos de aquisição de milho no Centro-Oeste quando comparada à região Sudeste. “*O mesmo não pode ser dito para o Sul. (...) Então, se a produção animal deve migrar do Sul para o Centro-Oeste, é provável que o seja por outras razões que não o preço do milho.*” (*id. ibid.*, p. 11)

Em suma, a indústria de transformação em geral, ou especificamente as cadeias de aves e suínos, são orientadas, via de regra, pela facilidade de aquisição de suas matérias-primas básicas. Quando as matérias-primas não são recursos naturais, oriundos de jazidas ou reservas naturais, a alteração espacial da produção influi significativamente não só na tomada de decisões de investimentos vindouros como também na reorganização estratégica da base (agro)industrial instalada.

Entretanto, o universo de variáveis que norteiam os investimentos, bem como a sua localização, não se restringe ao estudo da dinâmica das principais matérias-primas necessárias

para a transformação do produto. Muitas vezes são estímulos externos que decidem a favor da localização dos projetos de investimento das empresas.

### 3 Referencial teórico

O enfoque comportamentalista da localização industrial nasceu das críticas aos modelos tradicionais de localização que tinham em seu centro um homem econômico, racional, que é otimizador. Pode-se dizer que os fatores determinantes da localização dos sítios produtivos na Teoria Clássica da Localização eram principalmente as matérias-primas (relacionadas com os custos de transporte) e a mão-de-obra.

Sinteticamente, o traço que marca os quatro principais modelos tradicionais da localização produtiva é o papel primordial exercido pelos custos de transporte. Ora explícito em Weber e Isard na forma de minimização de custos, ora nos modelos de von Thünen e de Lösch indiretamente nas considerações de maximização de receita/lucro, os custos associados ao fator transporte desempenham papel fundamental na determinação da localização das atividades econômicas.

Norcliffe (1975) aponta para uma diminuição da utilidade de tais modelos para expressar a realidade locacional das empresas contemporâneas, justamente pelo fato de os custos de transporte virem perdendo importância ao longo dos tempos na participação dos custos totais bem como na influência da localização. Esta perda de importância ocorreria devido ao alto valor agregado dos produtos das firmas, do uso mais eficiente de materiais, da possibilidade de substituição de insumos e do próprio desenvolvimento de tecnologias associadas ao transporte.

Tais empresas, segundo Norcliffe (1975), tornam-se relativamente desenraizadas (ou “*foot-loose*”). Assim, dependem cada vez menos de matérias-primas localizadas, e sofrem menores influências dos custos de transporte na decisão locacional.

Evidentemente, para indústrias consideradas “pesadas”, cujo volume de matérias-primas trabalhado é muito elevado, e para aquelas que se localizam em regiões de fronteira, os custos de transporte são ainda de grande relevância (observação feita pelo próprio Norcliffe, 1975, p. 23, nas críticas às teorias clássicas de localização).

Estas considerações a respeito do papel dos custos de transporte, dos custos da mão-de-obra e da dependência de matérias-primas localizadas são de grande importância para situar a

problemática da localização da avicultura e suinocultura no Centro-Oeste. Principalmente porque tais atividades não estão nem no extremo da máxima dependência de fatores locais tradicionais, como os casos das indústrias extrativas minerais, nem no outro extremo das empresas “*footloose*”, como, por exemplo, empresas prestadoras de serviços ou intensivas em tecnologia que se orientam exclusivamente para os grandes centros urbanos.

Assim, é de se esperar que empresas dos complexos aves e suínos sofram consideráveis influências dos fatores locais clássicos. Todavia, devido às estruturas de concorrência imperfeita, muitas vezes oligopolista nos mercados que atuam, as empresas dos segmentos de aves e suínos podem, em algum momento, ter outro objetivo que não a maximização de lucros. Ou seja, há a necessidade de se incorporarem outros fatores, geralmente de caráter não-econômico, equivalentes a forças espúrias que podem desviar o ponto de localização ótima obtido, por exemplo, de modelos clássicos.

Por último, como os modelos da Teoria Clássica da Localização são extensões dos modelos neoclássicos da Teoria da Produção, cujo traço comum é a suposição de um comportamento **otimizador** por parte do agente econômico (Azzoni, 1982), um foco de crítica a esse comportamento deu origem a considerações complementares sobre o comportamento do empresário, suas motivações e objetivos, geralmente no formato de modelos de decisão locacional.

Walker (1975) considera que houve um considerável desvio de atenção para um ponto de vista mais comportamental na geografia industrial desde o trabalho de McNee em 1960,<sup>3</sup> que apelava para uma “economia geográfica mais humana”

Azzoni (1982) atesta, por sua vez, que Allan Pred, em 1967,<sup>4</sup> foi um dos primeiros a questionar o comportamento otimizador do agente econômico por detrás dos modelos clássicos de localização, que postulavam, de forma geralmente intrínseca, a racionalidade

---

3 MacNee, R. B. Toward a more humanistic economic geography: the geography of enterprise. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, n. 51, p. 201-206, 1960.

4 Pred, A. Behavior and location. *Lund Studies in Geography*, Ser. B Human, n. 27, v. 2, 1967.

perfeita do tomador de decisões. Allan Pred assume, segundo Kellerman (1989), que os tomadores de decisões quanto à localização atentam-se mais para a satisfação do que para a maximização de lucros. Cada um deles corresponderia a células de uma matriz, com um eixo representando a quantidade de informação disponível e o outro a capacidade de usá-la. Azzoni (1982) mostra que os limites máximos dessas dimensões representam o perfeito conhecimento e exatidão no uso das informações, qualidades inerentes ao “homem econômico racional”, personagem central dos modelos nos quais alguma otimização é suposta.

Dessa forma, dependendo da capacidade em usar as informações e da quantidade e da qualidade delas, o tomador de decisão ocuparia um lugar na matriz comportamental, sendo este local interpretado como um desvio das normas das Teorias de Localização.

Além da capacidade do agente econômico em avaliar, de forma perfeita, os prós e os contras, os modelos clássicos de localização apontavam sempre para um objetivo claro e definido do agente econômico. Walker (1975, p. 136) defende que “*os objetivos nem sempre são completamente econômicos*” e, principalmente quando se lida com grandes organizações, não são únicos.

Entretanto, a consideração de outros objetivos que não a maximização de lucros ou a minimização de custos totais poderia ainda ser otimizadora. A alternativa sugerida por Cohen e Cyert (1969) é a de não só considerar o comportamento dos empresários como resultado da “satisfação” de certos requerimentos (ao invés da otimização de outros), mas também procurar desenvolver um entendimento do processo de tomada de decisões internamente à firma. Esta visão estaria de acordo com uma maneira diferente de encarar o problema, própria da Teoria Comportamental da Firma (*Behavioural Theory of the Firm*).

Como a decisão locacional é apenas uma das muitas que a firma está sujeita a ter que tomar durante o seu ciclo de vida, tal enfoque não se refere apenas a decisões no âmbito de onde se localizar. Além disso, dentro do universo das decisões empresariais, as locais apresentam, segundo Azzoni (1982), duas características que justificam ainda mais as limitações do “homem racional”, quais sejam: a complexidade e a esporadicidade.

Walker (1975) complementa este debate mostrando que nem todos os mecanismos adaptativos, forçados por alguma pressão externa, afetam a organização espacial da firma diretamente. Por exemplo, mudanças de preços quase nunca geram algum efeito, enquanto modificações no maquinário ou reorganização do pessoal mais frequentemente causam apenas discretas modificações espaciais.

De maneira geral, além da complexidade dos fatores que afetam a decisão do empresário, este tipo de enfoque, baseado no comportamento da firma para explicar decisões de localização, é de difícil generalização, comprometendo a formalização de uma teoria normativa. Entretanto, se por um lado a dificuldade de se elaborar "leis gerais" de comportamento dificulta a formalização de teorias, por outro, esta abordagem possibilita a realização de trabalhos empíricos ou estudos de casos que, no âmbito da localização industrial, podem gerar resultados bastante interessantes para o poder público conhecer os padrões de localização de um dado setor e/ou as motivações dos empresários para escolher os sítios de estabelecimento das plantas.

Deve-se, por isso mesmo, esclarecer que tal enfoque, especialmente aquele desenvolvido por Alan Pred, o primeiro a questionar o caráter otimizador dos modelos clássicos de localização, foi logo objeto de severas críticas, como as realizadas por Harvey (1969), Thompson (1969) e Adams (1970), justamente por ser um enfoque vago e nada normativo.

Apesar de as críticas dos três autores supracitados serem específicas ao trabalho de Alan Pred, não é exagerado dizer que a última grande contribuição à teoria da localização deve-se a Walter Isard. Após sua obra, pouco ficou a ser empreendido nessa linha de análise, a não ser refinamentos, aplicações e aprofundamentos de aspectos tratados ou sugeridos por esse autor. (Azzoni, 1982)

Dessa forma, o enfoque comportamentalista da localização industrial deve ser encarado não como uma ferramenta alternativa aos modelos clássicos, mas sim aditiva.

Os complexos aves e suínos, bem como a atividade agroindustrial como um todo, apresentam fortes apelos para que se considerem as variáveis clássicas de localização, como custos de transportes (associados à disponibilidade de matérias-primas localizadas) e disponibilidade de mão-de-obra, no estudo da escolha do local destinado à produção. No entanto, vê-se ser necessário incorporar outros fatores bem como conhecer, de fato, os motivos que fizeram com que os empresários (ou as firmas) tomassem suas decisões de localização com vistas a tornar mais completo o método de estudo de tal problema.

Vale esclarecer, finalmente, que o uso deste enfoque comportamentalista da localização industrial não tem a pretensão de criticar os modelos clássicos de localização. A escolha pela sua utilização adveio não somente dos objetivos almejados como também do método do estudo empírico empregado.

## 4 Metodologia

### 4.1 Obtenção dos dados

Os dados foram obtidos por meio de questionários aplicados nos abatedouros/ frigoríficos de aves e suínos em operação no ano de 2000 nos Estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Distrito Federal, estabelecimentos considerados como orientadores das atividades produtivas de aves e suínos.

Foram contemplados tanto os estabelecimentos **sifados**, ou seja, aqueles que têm registro no Serviço de Inspeção Federal (SIF), como os possuidores de inspeção estadual (SIE ou SISE), chegando ao número total de 46 estabelecimentos. Os clandestinos foram desconsiderados e os com inspeção municipal (SIM) eram, segundo os técnicos consultados, desconhecidos até o momento.

### 4.2 Definição das variáveis

Foram mantidos 3 eixos principais de perguntas no questionário (anexo), quais sejam: características dos estabelecimentos, variáveis de decisão (representativas do processo de escolha) e variáveis locacionais. Optou-se por utilizar questões fechadas, geralmente de múltipla escolha, onde o respondente deveria escolher uma ou algumas alternativas dentro das possíveis.

#### 4.2.1 Características dos estabelecimentos

Baseando-se nas divisões realizadas em trabalhos empíricos, como os de Azzoni (1982) e de Moore, Tyler e Elliott (1991), foram investigados grupos de características das empresas, buscando identificar em que medida firmas com características diferentes apresentaram procedimentos distintos. São eles:

- a) **Tamanho da firma** - medida por meio da *proxy* número de animais abatidos/dia.
- b) **Status da empresa** - objetivou identificar se a empresa constitui-se num novo negócio, ou seja, não existia antes, ou se é uma expansão de uma empresa regional, ou se é uma expansão de uma empresa cuja origem não é o Centro-Oeste, ou se é uma realocação dentro da região Centro-Oeste ou realocação de qualquer outra região do País para o Centro-Oeste.

- c) **Origem do negócio** - pretendeu-se com esta pergunta identificar de onde se originou o negócio, ou seja, saber se o(s) proprietário(s) é(são) oriundo(s) do local, ou oriundo(s) de qualquer Estado da região Centro-Oeste ou migrou(aram) de outras regiões para o Centro-Oeste.
- d) **Estrutura produtiva da empresa** - teve como objetivo saber se as empresas são integradoras, independentes (abatem apenas o que produzem) ou se apenas abatem animais produzidos por terceiros (empresa chamada de comercial).
- e) **Abastecimento de milho** - procurou-se detectar que porcentagem do milho é comprado localmente, comprado de cidades vizinhas dentro do Estado, de outros Estados dentro da região Centro-Oeste, e de outras regiões exceto a região Centro-Oeste.
- f) **Meta do empresário** - visou captar qual era a principal pretensão do empresário ao se decidir que abriria o negócio. Para isso, as opções apresentadas foram: acompanhar a tendência da nova geografia do setor, minimizar custo de abastecimento de milho, buscar novos mercados ou apenas iniciar uma atividade produtiva como outra qualquer.
- g) **Finalidade da produção** - procurou-se identificar com esta questão o destino das vendas do estabelecimento. Foram definidos os níveis de mercado local (ou seja, o Estado), mercado regional (ou seja, a região Centro-Oeste), mercado nacional exceto a região Centro-Oeste e mercado externo.

#### 4.2.2 Variáveis de decisão

Estas variáveis tiveram o intuito de retratar o processo de escolha locacional entre as empresas pesquisadas. O foco da análise dirigiu-se para a compreensão de como os empresários muniram-se de informações relevantes para chegarem o mais próximo possível daquilo que buscavam. Para tanto, foram definidas seis variáveis:

- a) **Amplitude da análise** - procurou-se saber se a empresa considerou apenas regiões dentro do Estado, considerou apenas regiões dentro do Centro-Oeste, considerou regiões brasileiras indistintamente ou não considerou alternativas.
- b) **Duração do processo de escolha** - no questionário, foram definidos os seguintes intervalos de tempo do processo de escolha: de 0 a 5 meses, de 6 a 12 meses e acima de 12 meses.



- c) Informações utilizadas na análise do local definitivo** - as opções oferecidas foram: visita ao local, visita a associações, visita a outras empresas da região, avaliação da presença de granjas nas redondezas, avaliação da disponibilidade de milho/farelo de soja e utilização de consultor externo. Estas variáveis foram do tipo dicotômica, ou seja, sim ou não.
- d) Comparações monetárias** - procurou saber basicamente se o empresário realizou comparações monetárias com outras potenciais alternativas sobre os seguintes aspectos: matérias-primas, preço da terra, custo da mão-de-obra, transporte de produtos e matérias-primas. Estas variáveis também foram do tipo sim/não
- e) Opção pela última alternativa** - esta questão buscou saber se a opção de localização escolhida foi a última a ser ou não pesquisada.
- f) Elaboração pela empresa do perfil da localização procurada** - pergunta do tipo sim/não.

A definição deste grupo de variáveis contou com uma dose de subjetividade do autor, inspirada ainda no trabalho de Azzoni (1982), que procurou retratar o processo de escolha de indústrias no Estado de São Paulo no início da década de 80.

Espera-se, com estas variáveis decisórias, estar encontrando indicativos de **como** as empresas dos agronegócios de aves e suínos desenvolveram os seus processos de escolha locacional.

#### 4.2.3 Variáveis locacionais

As variáveis locacionais buscaram graduar o nível de importância revelado pelas empresas para cada fator. A graduação utilizada foi: importância nula na opção pelo local, importância pequena, importância grande, foi um dos fatores causadores da escolha, foi o fator individualmente causador da escolha. Os diversos fatores foram agrupados nos seguintes vetores:

- a) Fatores relacionados às matérias-primas básicas (milho e farelo de soja)
- Proximidade das principais fontes/lavouras de milho;
  - Nível de custo do milho;
  - Proximidade das principais fontes de farelo de soja;
  - Nível de custo do farelo de soja;

- b) Fatores relacionados à mão-de-obra
  - Nível dos custos salariais;
  - Qualidade da mão-de-obra;
  - Disponibilidade de mão-de-obra;
- c) Fatores relacionados à infra-estrutura
  - Disponibilidade de serviços;
  - Qualidade da infra-estrutura;
- d) Fatores relacionados às políticas específicas de desenvolvimento regional
  - Programa(s) de desenvolvimento regional;
- e) Fatores relacionados à concessão de incentivos fiscais
  - Incentivos fiscais estaduais;
  - Incentivos fiscais municipais;
- f) Fatores relacionados às questões do ambiente
  - Problemas de expansão em outras regiões;
  - Problemas ambientais (relacionados aos dejetos) em regiões de forte concentração da atividade;
  - Boas condições para futuras expansões/atratividade do ambiente;
- g) Outros fatores
  - Proximidade aos mercados consumidores;
  - Preferência individual do empresário;
  - Vínculo familiar na região.

Finalmente, vale ressaltar que se tomou o cuidado de que todas as perguntas que envolvessem algum tipo de categorização das empresas (como a pergunta 1) fossem do tipo **exaustivas e mutuamente exclusivas** em virtude de a metodologia envolver a construção prévia de tabelas de contingência.

#### 4.3 Análise dos dados

As variáveis definidas no questionário são do tipo **qualitativas**, a grande maioria categóricas (do tipo, nula, pequena, grande etc.). Dessa forma, a população pôde ser

classificada em diferentes categorias e, ao se contar o número de indivíduos (empresas) em cada categoria, foram obtidas as frequências. Essa contagem ou frequência representa justamente o tipo de dados que a pesquisa esteve envolvida: dados qualitativos ao invés de quantitativos, obtidos da medição de variáveis contínuas, como produtividade, produção, renda, custos etc. (Everitt, 1992)

Assim, a análise descritiva dos dados requer técnicas de análises multivariadas. Dentro deste grupo de análises, optou-se por trabalhar com a análise de tabelas de contingência de dupla entrada, em virtude de ser possível analisar o processo de decisão locacional bem como os fatores influentes na escolha do local produtivo por meio de pares de variáveis.

Posteriormente à elaboração das tabelas de contingência, foi verificada a independência entre pares de variáveis por meio de testes de hipótese utilizando-se a distribuição qui-quadrado corrigida para continuidade (correção de Yates) como uma aproximação da estatística  $\chi^2$

Dessa forma, se o teste de um par de variáveis, como, por exemplo, **tamanho da firma e duração do processo de escolha**, for não significativo, confirmar-se-á que as variáveis são independentes, ou seja, que o fato de a empresa ser pequena ou grande não está relacionado com o tempo que ela demora a tomar sua decisão quanto ao sítio produtivo.

## 5 Resultados e discussões

A taxa de retorno dos questionários foi de aproximadamente 59%, sendo que os principais entraves para a maximização das respostas foram a discrepância entre o nível intelectual do questionário e o nível de instrução do empresário, bem como uma certa desconfiança de se passar informações da empresa. Antes da apresentação dos resultados propriamente ditos, é relevante esclarecer a questão da proporcionalidade das empresas respondentes para com as demais.

### 5.1 A questão da proporcionalidade dos respondentes

Pode-se dizer que este tipo de problema de não proporcionalidade já era admissível basicamente por dois motivos. Primeiro porque, pela falta de quaisquer informações prévias sobre as empresas, não foi possível proceder a uma triagem. E em segundo porque, mesmo que se selecionasse uma amostra das empresas que mantivesse a proporcionalidade por algum critério estabelecido (como, por exemplo, tamanho), não seria possível garantir a resposta de todas utilizando-se o questionário.

Na Tabela 1 estão expostas as três variáveis de características escolhidas para representar a proporcionalidade entre o universo total considerado e as empresas respondentes.

**Tabela 1**  
**Proporcionalidade Entre o Universo Total das Empresas e as Respondentes,**  
**com Relação às Características Seleccionadas**

Variável	Categoria	Abrangência das respostas (%)		Desvio* (a)-(b)
		<i>Todas as empresas (a)</i>	<i>Empresas respondentes (b)</i>	
Instalação	até 80	13,0	11,1	1,9
	81-90	17,4	14,8	2,6
	91-95	37,0	40,7	-3,8
	96-00	32,6	33,3	-0,7
Tamanho	pequena	41,3	29,6	11,7
	média	28,3	29,6	-1,4
	grande	30,4	40,7	-10,3
Estrutura	independente	13,0	11,1	1,9
	integrada	52,2	66,7	-14,5
	comercial	34,8	22,2	12,6

Fonte: dados da pesquisa.

\* desvio calculado em pontos percentuais.

## 5.2 As variáveis de característica e as locacionais

Analisando-se os cruzamentos das características das empresas presentes na Tabela 2, percebe-se que 74% instalaram-se na região na década de 90; 40% são empresas grandes, 30% médias e 30% pequenas; 64% das empresas constituíam-se em um novo negócio ou em uma expansão de uma empresa regional, sendo que 45% das primeiras tiveram empresários oriundos de regiões fora do Centro-Oeste; 83% da capacidade de abate de aves e suínos está concentrada nas empresas integradoras.

**Tabela 2**  
**Resultados das Variáveis Característica, Cruzadas Uma a Uma**

Caract.	Época				Tamanho				Status		Origem			Estrutura			Meta			Total Marginal	
	até 80	81-90	91-95	96-00	peq.	média	grande	novo	exp. reg	exp. CO	local	C.O.	miqr.	ind.	inte.	com.	tend.	min.	merc.		nda.
<i>Época</i>																					
até 80					33,3	33,3	33,3	0,0	100,0	0,0	0,0	33,3	66,7	33,3	33,3	33,3	0,0	0,0	33,3	66,7	11,1
81-90					50,0	50,0	0,0	75,0	25,0	0,0	50,0	0,0	50,0	25,0	50,0	25,0	0,0	0,0	0,0	100,0	14,8
91-95					36,4	18,2	45,5	27,3	27,3	45,5	54,5	0,0	45,5	9,1	81,8	9,1	18,2	54,5	0,0	27,3	40,7
96-00					11,1	33,3	55,6	55,6	22,2	22,2	44,4	0,0	55,6	0,0	66,7	33,3	11,1	33,3	33,3	22,2	33,3
<i>Tamanho</i>																					
pequena	12,5	25,0	50,0	12,5				50,0	50,0	0,0	62,5	12,5	25,0	25,0	62,5	12,5	12,5	12,5	0,0	12,5	29,6
média	12,5	25,0	25,0	37,5				62,5	37,5	0,0	37,5	0,0	62,5	12,5	37,5	50,0	12,5	12,5	37,5	37,5	29,6
grande	9,1	0,0	45,5	45,5				18,2	18,2	63,6	36,4	0,0	63,6	0,0	90,9	9,1	9,1	72,7	0,0	18,2	40,7
<i>Status</i>																					
novo	0,0	27,3	27,3	45,5	36,4	45,5	18,2				54,5	0,0	45,5	0,0	54,5	45,5	9,1	27,3	27,3	36,4	40,7
exp. reg	33,3	11,1	33,3	22,2	44,4	33,3	22,2				55,6	11,1	33,3	33,3	55,6	11,1	11,1	0,0	11,1	77,8	33,3
exp. CO	0,0	0,0	71,4	28,6	0,0	0,0	100,0				14,3	0,0	85,7	0,0	100,0	0,0	14,3	85,7	0,0	0,0	25,9
<i>Origem</i>																					
local	0,0	16,7	50,0	33,3	41,7	25,0	33,3	50,0	41,7	8,3				8,3	75,0	16,7	16,7	33,3	0,0	50,0	44,4
C.O.	100,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0				100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	3,7
migração	14,3	14,3	35,7	35,7	14,3	35,7	50,0	35,7	21,4	42,9				7,1	64,3	28,6	7,1	35,7	28,6	28,6	51,9
<i>Estrutura</i>																					
indep.	33,3	33,3	33,3	0,0	66,7	33,3	0,0	0,0	100,0	0,0	33,3	33,3	33,3				0,0	0,0	0,0	100,0	11,1
integrada	5,6	11,1	50,0	33,3	27,8	16,7	55,6	33,3	27,8	38,9	50,0	0,0	50,0				11,1	44,4	5,6	38,9	66,7
comercial	16,7	16,7	16,7	50,0	16,7	66,7	16,7	83,3	16,7	0,0	33,3	0,0	66,7				16,7	16,7	50,0	16,7	22,2
<i>Meta</i>																					
tend.	0,0	0,0	66,7	33,3	33,3	33,3	33,3	33,3	33,3	33,3	66,7	0,0	33,3	0,0	66,7	33,3					11,1
min.	0,0	0,0	66,7	33,3	0,0	11,1	88,9	33,3	0,0	66,7	44,4	0,0	55,6	0,0	88,9	11,1					33,3
merc.	25,0	0,0	0,0	75,0	25,0	75,0	0,0	75,0	25,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	25,0	75,0					14,8
nda.	18,2	36,4	27,3	18,2	54,5	27,3	18,2	36,4	63,6	0,0	54,5	9,1	36,4	27,3	63,6	9,1					40,7

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Dados em valores percentuais, onde as frequências dos cruzamentos de cada par de categoria foram calculadas na direção das linhas.

É importante destacar alguns aspectos captados nos cruzamentos entre as características das empresas (Tabela 2):

Cerca de 91% das empresas grandes são integradoras. No entanto, o que chama a atenção é a elevada porcentagem de empresas classificadas na categoria **pequena** que fazem integração: 62,5% das empresas pequenas são integradoras, 25% independentes e 12,5% abatem comercialmente;

75% das empresas pequenas tinham como meta inicial **apenas iniciar uma atividade produtiva como outra qualquer**; já entre as grandes, quase 73% tinham como meta essencial do projeto **minimizar custos de abastecimento de milho**;

Não houve processo migratório, visto que a variável **status do negócio** apresentou frequência zero para as alternativas **relocalização dentro do Centro-Oeste** e **relocalização de qualquer outra região do País para o Centro-Oeste**;

A maior parte dos negócios (64%) foi relativo a empresas que se constituem de um novo negócio ou expansão regional. Quando cruzada com a variável **origem do negócio**, percebe-se que 45% das empresas que se constituem de um novo negócio apresentam empresários oriundos de regiões fora do Centro-Oeste. Isto sinaliza a existência de um caráter migratório, não de empresas, mas de empresários;



Das empresas que tiveram a maior amplitude de análise (dentro e fora do Centro-Oeste) 75% são grandes e 25% médias;

Já entre aquelas que não consideraram alternativas, 50% são pequenas e 37,5% médias; 62,5% constituem-se de um novo negócio; 50% são integradoras e 37,5% apenas compram animais no mercado para abater; 75% informaram que a principal meta era apenas iniciar uma nova atividade como outra qualquer;

Dos respondentes de 40,7% das empresas que apontaram a alternativa **apenas iniciar uma nova atividade produtiva como outra qualquer** na questão 5, 45,5% limitaram o estudo ao Estado e 54,5% não estudaram alternativas. Já para aquelas empresas cujo intuito era **minimizar custos de abastecimento de milho**, 77,8% mostraram amplitude máxima, ou seja, todas as regiões do Brasil;

Das empresas que despenderam maior tempo no estudo da localização, 70% são grandes e 20% médias; 90% são integradoras; 60% tinham na minimização dos custos de abastecimento de milho a principal meta;

Entre as empresas que não optaram pela última alternativa, ou seja, que continuaram realizando a pesquisa na direção de um “ótimo”, 64,3% são grandes; 78,6% são integradoras e 50% tinham na minimização de custos de abastecimento de matérias-primas a principal meta;

Dos 33,3% de respondentes cujas empresas tinham como meta principal a minimização dos custos de abastecimento de matérias-primas, 77,8% haviam elaborado um perfil do local almejado, talvez aquele que justamente contemplasse o item minimizar gastos com a compra de milho;

A despeito das informações utilizadas na análise do local, o procedimento mais comum foi **a avaliação da disponibilidade de milho** (81,5% responderam **sim**), superando até mesmo um item que, a princípio, parecia ser elementar, como a **visita à cidade** (66,7%). Excetuando a alternativa **utilização de consultor externo**, os outros procedimentos apresentaram respostas afirmativas na faixa de 40% a 50%;

Com relação às comparações monetárias, o elevado percentual (81,2%) de empresas que afirmaram ter feito comparações monetárias dos preços das matérias-primas já era esperado, *a priori*, graças à importância do milho e do farelo de soja nos custos de produção dos animais vivos. As comparações monetárias dos custos de transporte de matérias-primas, com 70,4% de empresas respondendo **sim**, foi o segundo item de maior frequência.

Uma sétima variável medidora da intensidade da pesquisa locacional foi criada após a condução da pesquisa, e foi avaliada atribuindo *scores* mais altos para as respostas que indicavam maior esmero no estudo locacional, seja ele por ter sido mais abrangente, de maior duração, por ter utilizado grande quantidade de informações, por haver feito comparações monetárias, por não ter sido a última alternativa a ser escolhida ou porque foi relativo a uma pré-elaboração do perfil almejado do local.

Desta forma, a soma de todos os *scores* parciais gerou um valor que foi classificado dentro de uma escala de intensidade de estudo, dividida em pequena, média e grande intensidade. Com relação às empresas classificadas como **grande intensidade de estudo**, 62,5% são de tamanho grande e 25% de tamanho pequeno; 62,5% tinham como meta principal a minimização dos custos de abastecimento de matérias-primas e 25% acompanhar a tendência da nova geografia do setor para regiões de fronteira.

### 5.3 Resultado dos testes de hipótese

Antes de serem apresentados os resultados dos testes qui-quadrado, é necessário frisar que a pressuposição teórica era de que haveria relação entre as variáveis categóricas (como **tamanho, estrutura produtiva** etc.) e as variáveis de decisão locacional (como **amplitude da análise, duração do processo de escolha** etc.). Ou seja, que as empresas grandes, integradoras e oriundas de outras regiões que não o Centro-Oeste devem apresentar maior esmero na pesquisa locacional - em termos da abrangência e tempo da pesquisa, das informações e estudos utilizados, da escolha ou não pela última alternativa pesquisada e da elaboração de perfil prévio da localização almejada. Essa pressuposição, transformada em linguagem de teste de hipótese, significa dizer que se esperava por testes significativos, indicando dependência entre os pares de variáveis analisados.

Os resultados dos testes qui-quadrado aplicados às tabelas de contingência oriundas da Tabela 3 estão expostos na Tabela 4.



**Tabela 4**  
**Resultados dos Testes de Hipótese para os Cruzamentos dos**  
**Pares de Características com Variáveis de Decisão Locacional**

Característica	Variáveis de decisão				
	Amplitude <sup>(2)</sup>	Duração <sup>(2)</sup>	Última <sup>(3)</sup>	Perfil <sup>(5)</sup>	Intensidade <sup>(3)</sup>
Tamanho	5,644 <sup>n.s.</sup>	4,017 <sup>n.s.</sup>	6,758 <sup>n.s.</sup>	0,703 <sup>n.s.</sup>	2,330 <sup>n.s.</sup>
Status	10,824 <sup>n.s.</sup>	5,097 <sup>n.s.</sup>	4,723 <sup>n.s.</sup>	0,256 <sup>n.s.</sup>	1,743 <sup>n.s.</sup>
Estrutura	1,783 <sup>n.s.</sup>	2,756 <sup>n.s.</sup>	1,205 <sup>n.s.</sup>	1,013 <sup>n.s.</sup>	2,994 <sup>n.s.</sup>
	Amplitude <sup>(1)</sup>	Duração <sup>(1)</sup>	Última <sup>(2)</sup>	Perfil <sup>(4)</sup>	Intensidade <sup>(2)</sup>
Meta	11,658 <sup>n.s.</sup>	15,499 <sup>n.s.</sup>	19,956 <sup>***</sup>	9,478 <sup>**</sup>	16,202 <sup>**</sup>

Fonte: Dados da pesquisa.

(1) 9 graus de liberdade ( $\chi^2_{5\%} = 16,919 / \chi^2_{2,5\%} = 19,023 / \chi^2_{1\%} = 21,666$ ).

(2) 6 graus de liberdade ( $\chi^2_{5\%} = 12,592 / \chi^2_{2,5\%} = 14,449 / \chi^2_{1\%} = 16,812$ ).

(3) 4 graus de liberdade ( $\chi^2_{5\%} = 9,488 / \chi^2_{2,5\%} = 11,143 / \chi^2_{1\%} = 13,277$ ).

(4) 3 graus de liberdade ( $\chi^2_{5\%} = 7,815 / \chi^2_{2,5\%} = 9,348 / \chi^2_{1\%} = 11,345$ ).

(5) 2 graus de liberdade ( $\chi^2_{5\%} = 5,991 / \chi^2_{2,5\%} = 7,378 / \chi^2_{1\%} = 9,210$ ).

n.s. - teste não significativo a 5% (não se rejeita  $H_0$ ).

\* teste significativo a 5%.

\*\* teste significativo a 2,5%.

\*\*\* teste significativo a 1%

A detecção de testes não significativos para todos os cruzamentos das características **tamanho**, **status** e **estrutura** com as variáveis de decisão **amplitude**, **duração**, **última**, **perfil** e **intensidade** impede que todas as hipóteses de nulidade de cada teste individual sejam rejeitadas, o que significa a aceitação de independência entre as variáveis.

Desse modo, o fato de os abatedouros de aves e suínos terem realizado estudo mais ou menos elaborado não depende do tamanho da empresa, do *status* em que se configura o negócio e do tipo de estrutura (se integrada ou não). Em outras palavras, significa rejeitar as hipóteses estabelecidas no início deste subitem, que defendiam a existência de dependência entre os pares de variáveis analisados.

Todavia, a dependência que não foi captada pelas três características acima descritas foi captada pela característica **meta**, que só não apresentou testes significativos quando cruzada com as variáveis de decisão **amplitude** e **duração**, sendo que este último cruzamento foi significativo ao nível de significância ( $\alpha$ ) de 10%.

O fato de apenas a característica **meta** ter apresentando testes significativos *vis-à-vis* a não captação de dependência por parte das características **tamanho**, **status** e **estrutura** implica interessantes constatações.

Primeiramente, vale dizer que as hipóteses levantadas para as variáveis de decisão locacional haviam sido estabelecidas antes da realização da pesquisa empírica, sobretudo a partir de visitas a algumas empresas da região Centro-Oeste. Assim, não se conhecia de perto a realidade produtiva da região.

Após um maior envolvimento, tanto com os empresários dos estabelecimentos abatedouros/frigoríficos da região como com as associações de aves e suínos de cada Estado, órgãos estaduais competentes pela gestão da defesa agropecuária/controlado sanitário, a independência constatada entre o esmero do estudo da localização com o tamanho das empresas, por exemplo, não surpreende.

As explicações mais coerentes do porquê dos testes terem sido, em sua grande maioria, não significativos (obrigando a não rejeição da hipótese de independência entre as variáveis) seriam:

Entre as empresas classificadas como **grande**, mesmo sendo a maioria (63,6%) relativa a uma expansão de empresas cuja origem não é o Centro-Oeste, constatou-se haver proporções consideráveis tanto para a categoria **novo negócio** como para **expansão regional** (18,2% para cada), sendo ambas caracterizadas por apresentar uma baixa frequência de empresas que desenvolveram um estudo locacional de elevada intensidade (27,3% e 22,9%, respectivamente);

Tanto as empresas classificadas como **novo negócio** como **expansão de uma empresa regional** apresentaram considerável porcentual da categoria **integrada**: 54,5% e 55,6%, respectivamente;

Pelo exame da Tabela 3 verifica-se que 62,5% das empresas pequenas são integradoras, o que de certa forma afasta a idéia original de integração vertical como um sistema representativo das grandes firmas, sejam elas pertencentes ou não aos principais grupos produtivos de aves e suínos, como os casos da Perdigão, Sadia, Avipal, Frangosul, Seara etc. Esta constatação pode ser explicada pela disseminação do modelo de produção integrada entre pequenas e médias empresas.

O que se pretende com apenas estes três comentários é ilustrar a grande variabilidade dos perfis das empresas, sendo complexa a definição de grupos homogêneos em quaisquer das características **tamanho**, **status** ou **estrutura**.

O mesmo não pode ser dito em relação à característica **meta**, que conseguiu determinar um agrupamento prévio das empresas que as fizesse diferir em seu processo de decisão locacional, sobretudo entre os grupos de empresas que foram categorizadas como tendo como metas **minimizar custos de abastecimento de matérias-primas** (leia-se milho) e **apenas iniciar uma atividade produtiva como outra qualquer**. Assim, seja a empresa grande ou integradora, o fato de ela ter explicitado não haver uma clara pretensão em estar iniciando, expandindo ou relocando sua atividade produtiva no Centro-Oeste denota a sua pequena preocupação com a localização.

Já as empresas que externaram que seu principal objetivo era estar se dirigindo para o Centro-Oeste para minimizar os custos de abastecimento de milho realizaram pesquisa mais primorosa, mais abrangente e geralmente de maior duração. Além disso, há indícios de que aqueles que certamente buscavam grãos de menor custo também se preocuparam em pesar e estudar outros fatores que pudessem auxiliar as decisões locais.

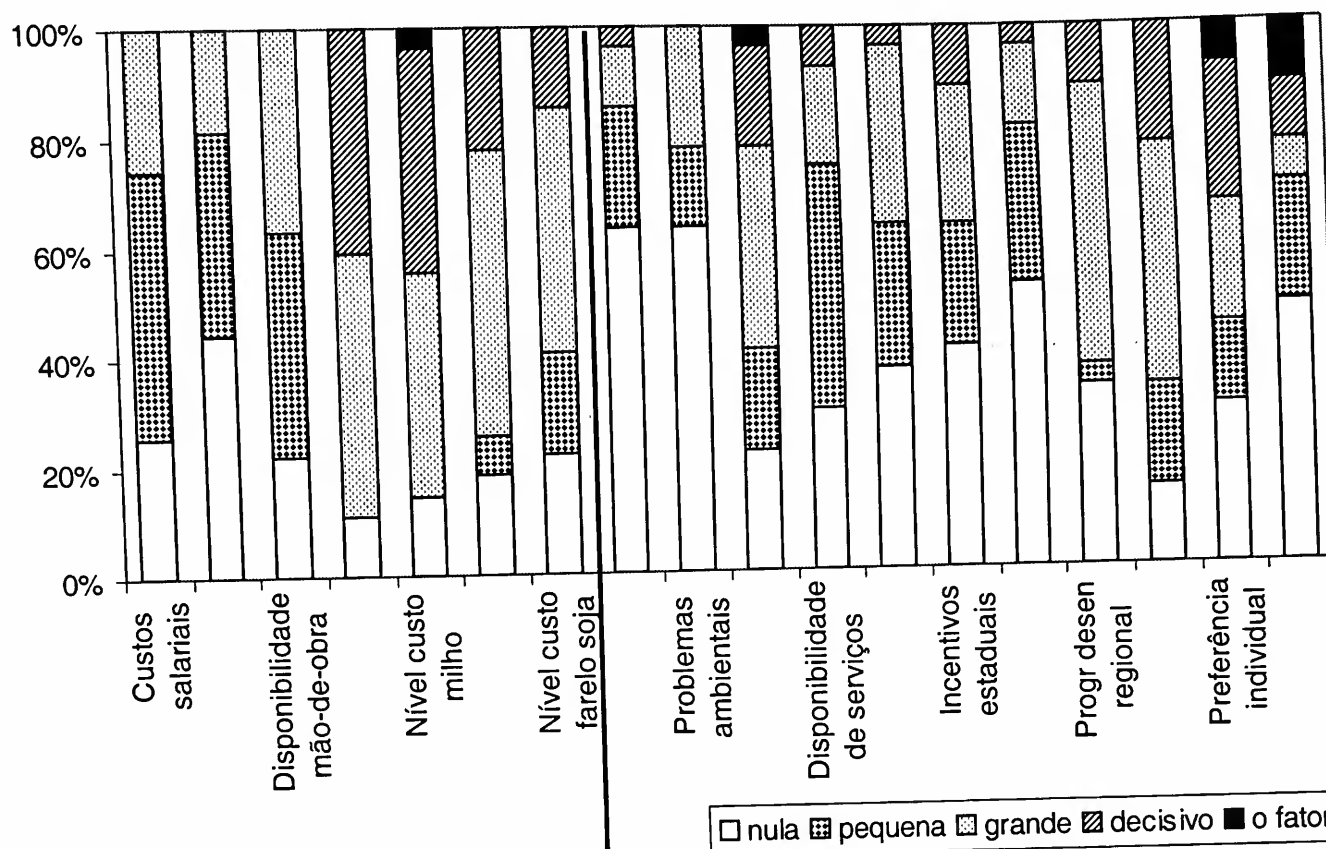
#### 5.4 Os fatores determinantes da escolha do local

Primeiramente vale destacar a frequência de respostas que classificaram os fatores como **um dos decisivos** ou **individualmente causador da escolha**, indicando de alguma forma certa dificuldade do respondente em identificar quais teriam sido, de fato, os fatores que determinaram a escolha, se é que existiram.

O resultado das respostas à pergunta que buscou conhecer o nível de importância (nula, pequena, grande, foi um dos decisivos ou foi o fator individualmente causador da escolha) atribuída a cada fator locacional encontra-se na Figura 1.

A despeito dos fatores tidos como clássicos na localização industrial - matérias-primas e mão-de-obra -, percebe-se que enquanto ao fator matérias-primas é atribuída grande importância, o mesmo não pode ser dito com relação à mão-de-obra. Não se observaram respostas que consideraram qualquer um dos itens do fator mão-de-obra como um dos elementos determinantes da escolha. Hierarquicamente entre os itens, **disponibilidade de mão-de-obra** foi o que obteve a maior quantidade de respostas do tipo **importância grande** (37%), enquanto **custos salariais** apresentou 25,9% e **qualidade da mão-de-obra** apenas 18%.

**Figura 1**  
**Importância Atribuída pelas Empresas a Cada Fator Locacional**



Dentre as empresas que se preocuparam com a qualidade da mão-de-obra, 60% são grandes e 40% médias; 80% cuja origem do negócio é uma migração de outras regiões para o Centro-Oeste; 60% eram integradoras e 40% apenas abatem os animais que compram.

Em virtude de a grande maioria das empresas ter demonstrado a vital importância das matérias-primas na escolha do local definitivo, este fator acabou apresentando um comportamento não discriminatório com relação às características consideradas.

Com relação aos resultados dos outros fatores locais, merecem ser destacados os seguintes:

Das empresas grandes, aproximadamente 73% atribuíram grande importância ao fator **boas condições para futuras expansões/atratividade do ambiente** do vetor meio ambiente;

Tanto o item **problemas de expansão** como o item **problemas ligados ao meio-ambiente** (manejo de dejetos) foram os que obtiveram as maiores freqüência de **importância nula** (veja Figura 1), item muitas vezes negligenciado por empresas das quais se esperava uma atribuição de importância para estes fatores, como as grandes, as integradoras e as contidas dentro de um movimento de expansão para o Centro-Oeste.

A principal justificativa para a constatação de baixa importância ao vetor infra-estrutura é o fato de esta refletir indiretamente nos custos das matérias-primas, no acesso aos mercados, nos custos salariais etc. Porém, esta negligência deve estar mais relacionada à pessoa entrevistada, visto que esta, por vezes, se atinha mais a um determinado fator do que à sua causa.

Similarmente ao que foi constatado por Peck (1996), nos últimos anos o investimento em infra-estrutura tem se tornado mais flexível, indo ao encontro dos requisitos de certas atividades que apresentam grande potencial de crescimento. Um exemplo atual que ilustra esta situação é a criação dos corredores de exportação de soja no Norte do País, como o complexo Araguaia-Tocantins. Ou seja, a preocupação com a infra-estrutura seria deflagrada *a posteriori*, como, por exemplo, em decorrência da grande distância entre as granjas e os abatedouros, deixando patente a precariedade das estradas vicinais, insatisfação que captada pelo questionário.

Pode-se dizer que a influência do poder público no direcionamento das atividades produtivas de aves e suínos, pelo menos no aspecto que foi captado pelo questionário, ficou aquém das expectativas. Apenas 37% das empresas atribuíram grande importância aos incentivos fiscais estaduais, o dobro do percentual observado para os incentivos fiscais municipais. É de se esperar, também, que tenha havido uma subestimação deste fator em virtude de uma certa aversão, por parte de empresários, em admitir que receberam incentivos;

**Programas de desenvolvimento regional** foi o item que apresentou o quinto maior percentual - 63% - de empresas que os consideraram como fator importante na escolha do local produtivo. Todavia, este percentual foi superado quando isoladas as empresas pequenas (87,5%).

Apesar de apenas 41% dos projetos terem tido algum vínculo com programas específicos de desenvolvimento regional, detectou-se, na pesquisa de campo, a grande importância do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO), criado em 27/09 de 1989 com o intuito de promover o crescimento econômico e desenvolvimento social da região. Segundo dados obtidos no Banco do Brasil, de 1989 até 2000 foram liberados R\$ 214 milhões do FCO para projetos de avicultura e suinocultura, contemplando 1.335 operações. Especificamente em 2000, dos pouco mais de R\$ 288 milhões liberados pelo FCO, quase 15% foram operações relacionadas à avicultura e à suinocultura, retratando a importância destes segmentos no volume total de recursos disponibilizado pelo fundo.

## 5 Conclusões

A principal constatação desta pesquisa foi a grande importância que o fator milho desempenha, não apenas na atração das empresas mas também como elemento naturalmente causador de atividades sinérgicas de agregação de valor a jusante da produção.

Porém, se de um lado é o vetor matérias-primas que orienta a produção de aves e suínos, são os vetores infra-estrutura, programas de desenvolvimento regional e incentivos fiscais que garantem a sustentação dos projetos e algumas vezes o seu sucesso.

Com relação ao processo decisório, pôde-se concluir que devido à grande variabilidade dos perfis das empresas tornou-se complexa a definição de grupos homogêneos em quaisquer das seguintes características: **tamanho das firmas**, **status do negócio** ou **estrutura produtiva da empresa**. Ou seja, todos os cruzamentos realizados entre estas características com as variáveis de decisão resultaram em testes de hipótese não significativos, ocasionando a não rejeição da hipótese de nulidade e, portanto, a admitir a independência entre as variáveis.

Todavia, o mesmo não ocorreu com a característica **meta dos empresários**, que conseguiu determinar um agrupamento prévio das empresas capaz de as diferenciar no que diz respeito ao seu processo de decisão locacional, sobretudo entre os grupos de empresas cujas metas eram as de **minimizar custos de abastecimento de matérias-primas** (principalmente milho) e **apenas iniciar uma atividade produtiva como outra qualquer**. Assim, seja a empresa grande ou integradora, o fato de ela ter explicitado não haver uma clara pretensão de estar iniciando, expandindo ou relocando sua atividade produtiva no Centro-Oeste denotou a sua pequena preocupação com a localização. Já as empresas que externaram ser seu principal objetivo o de estar se dirigindo para o Centro-Oeste para minimizar os custos de abastecimento de milho realizaram pesquisa mais criteriosa, mais abrangente e geralmente de maior duração.

Em suma, pode-se dizer que o processo de avanço da produção de aves e suínos no Centro-Oeste não se deveu a uma relocação do setor, visto que não foi captado movimento migratório. Basicamente foram notados três tipos de movimentos: um espontâneo, outro ligado às expansões dos principais grupos produtivos para a região captando as vantagens comparativas e um terceiro referente a uma pressão do ambiente, que forçou algumas regiões, geralmente mais setentrionais, a desenvolverem atividades para consumir o excedente de milho regional. Comum a todos estes movimentos, tem-se o fator milho como norteador da produção de aves e suínos no Centro-Oeste.

## Referências bibliográficas

- Adams, J. Review: behavior and location - foundations for a geographic and dynamic location theory - PRED, A. *Journal of Regional Science*, v. 10, n. 2, p. 259-263, 1970.
- Azzoni, C. R. *Teoria da localização: uma análise crítica*. São Paulo: IPE/USP, 1982. 200p. (Série Ensaio Econômicos, 19).
- Castro, A. C., Fonseca, M. G. D. *A dinâmica agroindustrial do Centro-Oeste*. Brasília: IPEA, 1995. 220p.
- Cohen, K. J., Cyert, R. M. New considerations in the Theory of the Firm. In: Karaska, G. J., Bramhall, D. F. (eds.), *Location analysis for manufacturing*. Cambridge: The MIT Press, 1969, p.329-351.
- Cunha, A. S., Mueller, C. C.; Alves, E. R. A. *et al.* Uma avaliação da sustentabilidade da agricultura nos cerrados. *Estudos de Política Agrícola*, n. 11, p. 1-204, 1994.
- Everitt, B. S. *The analysis of contingency tables*. 2.ed. London: Chapman&Hall, 1992. 164p.
- Farina, E. M. M. Q. Sadia: o desafio de manter a liderança no mercado de frangos. In: Farina, E. M. M. Q. (org.), *Estudos de casos em agribusiness*. São Paulo: Pioneira, 1997, cap. 5, p. 97-130.
- Faveret Filho P., Paula, S. R. L. de. Um estudo da integração a partir do Projeto Buriti da Perdigão. *BNDES Setorial*, n. 7, p. 123-134, mar. 1998.
- Harvey, D. Review: behavior and location - foundations for a geographic and dynamic location theory - PRED, A. *Geographical Review*, v. 59, n. 2, p. 312-314, 1969.
- Helfand, S.; Rezende, G. C. de. *Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do Centro-Oeste*. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 1998. 38p. (Texto para discussão, 611) Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/tda1998a.html> (ago. 1999)
- Kellerman, A. Agricultural location theory 2: relaxation of assumptions and applications. *Environment and Planning A*, v. 21, p. 1427-1446, 1989.
- Lazzarini, S. G.; Machado Filho, C. A. P.; Neves, M. F. *et al.* A indústria de nutrição animal: tendências e estratégias empresariais. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 34., Aracajú, 1996. *Anais*. Brasília: SOBER, v. 2, 1996, p. 587-599.

- Moore, B.; Tyler, P., Elliott, D. The influence of regional development incentives and infrastructure on the location of small and medium sized companies in Europe. *Urban Studies*, v. 28, n. 6, p. 1001-1026, April 1991.
- Norcliffe, G. B. A theory of manufacturing places. In: Collins, L., Walker, D. F. (orgs.), *Location dynamics of manufacturing activity*. London: Wiley and Son, 1975, cap. 1, p. 19-57
- Saboya, L. V., Marques, P. V. O reposicionamento da indústria nacional de alimentação animal na cadeia produtiva de aves e suínos. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37. Foz do Iguaçu, 1999. *Anais*. Brasília: Agromídia Software, 1999.
- Thompson, B. Review: behavior and location - foundations for a geographic and dynamic location theory. PRED, A. *Economic Geography*, v. 45, n. 2, p. 183-184, 1969.
- Walker, D. F. A behavioural approach to industrial location. In: Collins, L., Walker, D.F. (orgs.), *Location dynamics of manufacturing activity*. London: Wiley and Son, 1975, cap. 5, p. 135-158.
- Wilkinson, J. Agroindústria e perspectivas para a produção familiar no Brasil. *Políticas Agrícolas*, v. 2, n. 1, p. 101-135, 1996.



## Anexo - Reprodução exata do questionário enviado às empresas

Empresa:	Nome do entrevistado	Cargo:
Cidade:	Estado:	Início das atividades neste local:
Abate SUINOS:	(animais/dia)	Abate AVES:
		(animais/dia)

## CARACTERÍSTICAS DA EMPRESA

1) Qual é o status deste estabelecimento? Configura-se em... (marque apenas 1)

<input type="checkbox"/>	Novo negócio
<input type="checkbox"/>	Expansão de uma empresa REGIONAL (com bases no Centro-Oeste apenas)
<input type="checkbox"/>	Expansão de uma empresa cuja origem não é o Centro-Oeste
<input type="checkbox"/>	Relocalização dentro do Centro-Oeste
<input type="checkbox"/>	Relocalização de qualquer outra região do país para o Centro-Oeste (de onde p/ onde?)

2) Quanto à origem do negócio, informar se ... (marque apenas 1)

<input type="checkbox"/>	1. Proprietário(s) oriundo(s) do local
<input type="checkbox"/>	2. Proprietário(s) oriundo(s) de outro local dentro da região Centro-Oeste
<input type="checkbox"/>	3. Constitui-se na migração de outras regiões para o Centro-Oeste (Qual?)

3) A produção da empresa é (marque apenas 1):

<input type="checkbox"/>	1. Independente (abate apenas o que produz)
<input type="checkbox"/>	2. Integrada (integração com avicultores ou criadores de suínos)
<input type="checkbox"/>	3. Apenas abate (compra animais no mercado)

4) Esta questão deve ser apenas respondida para quem marcou 1 ou 2 na questão anterior

4A) Quanto ao abastecimento de milho, qual a porcentagem de compra? (marque em cada espaço a % de compra para que a soma dos 5 espaços resulte em 100)

<input type="checkbox"/>	1. Da produção local
<input type="checkbox"/>	2. Da produção de cidades vizinhas
<input type="checkbox"/>	3. Da produção de outros estados da região Centro-Oeste
<input type="checkbox"/>	4. Da produção de outros estados que não do Centro-Oeste
<input type="checkbox"/>	5. Abastecimento exclusivo de rações prontas (balanceadas)

4B) Quanto ao abastecimento de milho, por favor marque 1 pequena 2 média 3 grande

<input type="checkbox"/>	importância nos custos do animal vivo
<input type="checkbox"/>	dificuldade/problemas na aquisição
<input type="checkbox"/>	satisfação com os níveis de preços pagos na região

5) Quando da decisão de abrir esta unidade da empresa (seja ela um novo negócio, apenas mais uma filial ou uma realocação), qual era a principal meta do empresário? (marque apenas 1)

<input type="checkbox"/>	acompanhar a tendência da nova geografia do setor para regiões de fronteiras
<input type="checkbox"/>	minimizar custos de abastecimento de matérias-primas (principalmente milho)
<input type="checkbox"/>	buscar novos mercados fugindo da competição dos grandes centros de consumo/produção
<input type="checkbox"/>	n. d. a. - apenas iniciar uma atividade produtiva como outra qualquer

6) Qual é a finalidade da produção? (marque em cada espaço a % de venda para que a soma dos 4 espaços resulte em 100)

<input type="checkbox"/>	Mercado LOCAL (ou seja, dentro do estado apenas)
<input type="checkbox"/>	Mercado REGIONAL (ou seja, dentro da região Centro-Oeste)
<input type="checkbox"/>	Mercado nacional exceto região Centro-Oeste
<input type="checkbox"/>	Mercado externo

## VARIÁVEIS DE DECISÃO

7) Com relação às alternativas consideradas antes da decisão final de instalar-se onde está, a empresa (marque apenas uma)

<input type="checkbox"/>	Considerou apenas regiões dentro do estado
<input type="checkbox"/>	Considerou apenas regiões dentro do Centro-Oeste
<input type="checkbox"/>	Considerou tanto regiões dentro e fora do Centro-Oeste
<input type="checkbox"/>	Não considerou alternativas

8) Durante quanto tempo a empresa estudou a localização do estabelecimento?

<input type="checkbox"/>	Não estudou a localização	<input type="checkbox"/>	De 6 à 11 meses
<input type="checkbox"/>	De 1 à 5 meses	<input type="checkbox"/>	Mais de 12 meses

9) Para a análise das condições oferecidas pelo local definitivo escolhido, essas informações abaixo foram utilizadas?

<input type="checkbox"/>	Visita ao local/cidade	<input type="checkbox"/>	2 não
<input type="checkbox"/>	Visita à associações de agricultores/criadores da região		
<input type="checkbox"/>	Visitas a outras empresas da região		
<input type="checkbox"/>	Deteção da presença de empresas do setor nas redondezas		
<input type="checkbox"/>	Avaliação da existência prévia de "granjas" (de aves ou suínos)		
<input type="checkbox"/>	Avaliação da disponibilidade de milho e/ou farelo de soja no local		
<input type="checkbox"/>	Utilização de consultor externo		

10) Foram realizadas comparações monetárias dos preços dos seguintes itens.

Marque 1 SIM		2 NÃO	
<input type="checkbox"/>	Matérias-primas	<input type="checkbox"/>	Preço da terra
<input type="checkbox"/>	Custo da mão-de-obra	<input type="checkbox"/>	Transporte de produtos e matérias-primas

11) O local escolhido, foi a última alternativa a ser pesquisada?

<input type="checkbox"/>	SIM
<input type="checkbox"/>	NÃO
<input type="checkbox"/>	A empresa não estudou alternativas

12A) A empresa havia elaborado um perfil da localização almejada antes de iniciar a análise?

<input type="checkbox"/>	SIM	<input type="checkbox"/>	NAO
--------------------------	-----	--------------------------	-----

12B) Se a resposta anterior for SIM: Este perfil foi mudado ao longo do tempo da tomada de decisão de onde estabelecer-se?

<input type="checkbox"/>	NÃO	<input type="checkbox"/>	Parcialmente	<input type="checkbox"/>	Totalmente
--------------------------	-----	--------------------------	--------------	--------------------------	------------

## VARIÁVEIS LOCACIONAIS

13) Gostaria de saber quais dos fatores abaixo tiveram mais ou menos influência na decisão da LOCALIZAÇÃO da empresa. Para isso, conforme a importância atribuída a cada fator, por favor, marque:

1 importância nula 2 importância pequena 3 importância grande 4 foi um dos fatores decisivos  
5 foi o fator individualmente causador da escolha (assim, deverá ser usado em apenas um dos itens abaixo)

Obs. Pediria para que lê-se todas primeiramente antes de graduá-las

<input type="checkbox"/>	Programa(s) de desenvolvimento regional	<input type="checkbox"/>	Problemas de expansão em outras regiões
<input type="checkbox"/>	Nível dos custos salariais	<input type="checkbox"/>	Problemas ambientais (relacionados aos dejetos) em regiões de forte concentração da atividade
<input type="checkbox"/>	Qualidade da mão-de-obra	<input type="checkbox"/>	Boas condições para futuras expansões/atratividade do ambiente
<input type="checkbox"/>	Disponibilidade de mão-de-obra	<input type="checkbox"/>	Disponibilidade de serviços (assistências técnicas, centros de pesquisa, recursos humanos, etc)
<input type="checkbox"/>	Proximidade aos mercados consumidores	<input type="checkbox"/>	Qualidade da infra-estrutura
<input type="checkbox"/>	Proximidade às fontes/lavouras de milho	<input type="checkbox"/>	Preferência individual do empresário
<input type="checkbox"/>	Nível de custo do milho	<input type="checkbox"/>	Vínculo familiar na região
<input type="checkbox"/>	Proximidade às fontes de farelo de soja	<input type="checkbox"/>	Incentivos fiscais estaduais
<input type="checkbox"/>	Nível de custo do farelo de soja	<input type="checkbox"/>	Incentivos fiscais municipais

14) Que nota você daria para os seguintes aspectos da infra-estrutura de onde a empresa está

1 precária		2 razoável		3 boa		4 ótima	
<input type="checkbox"/>	Gás/eletricidade/água	<input type="checkbox"/>	Educação				
<input type="checkbox"/>	Transporte público	<input type="checkbox"/>	Meio Ambiente				
<input type="checkbox"/>	Rodovias estaduais/federais	<input type="checkbox"/>	Moradia/saúde				
<input type="checkbox"/>	Estradas intermunicipais	<input type="checkbox"/>	Comércio/lazer				

15) O projeto de instalação da empresa esteve vinculado a algum tipo de Programa de Desenvolvimento Regional (estadual, municipal)?

<input type="checkbox"/>	NÃO	<input type="checkbox"/>	SIM. Qual?:
--------------------------	-----	--------------------------	-------------

16) A empresa está satisfeita com o local onde instalou-se?

<input type="checkbox"/>	SIM	<input type="checkbox"/>	NÃO
<input type="checkbox"/>	SIM, mas acredita haver um local melhor		

Pedimos para retornar o questionário para Leopoldo Saboya, bastando salvar este arquivo com as respostas e reenviá-lo para o e-mail que recebeu



# **Análise sobre eficiência em mercados futuros: uma comparação entre os contratos de algodão em pluma da BM&F e da NYBOT\***

Fabiana Salgueiro Perobelli<sup>§</sup>  
Pedro de Carvalho Mello<sup>□</sup>

## **RESUMO**

A cotonicultura, sempre importante para a economia brasileira, perdeu relevância no final da década de 1980 quando o País passou a importador da fibra. O setor se reestruturou, passando de um modelo “tradicional” (pequena propriedade, mão-de-obra intensiva) para o “empresarial” (grande propriedade, mecanizada), inserido num sistema competitivo, sem barreiras para produtos e capitais. Neste cenário ganham importância os mercados futuros, posto que nas últimas décadas ocorreram eventos que deram maior volatilidade aos preços e taxas de juro, resultando num ambiente de incertezas quando da tomada de decisão. No Brasil, os contratos futuros tornaram-se fundamentais graças à desintermediação governamental do setor, sendo necessário usar instrumentos de gerenciamento de risco que independam da participação do Estado. O artigo analisou se a opção de *hedge* da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) era mais eficiente para o setor, se comparada à da *New York Board of Trade* (NYBOT).

**PALAVRAS-CHAVE:** algodão, bolsa de mercadorias, eficiência em mercados futuros.

## **ABSTRACT**

In the end of the 1980s the cotton system lost importance and Brazil became a net importer. After that, some changes occurred at the production structure and this system evaluated to a model based on big producers. That sector is in a competitive market, where there aren't barriers to products and capitals. During the 1990s some events occur, so that the volatility of prices became high and the agents took their decisions with a high degree of uncertainty. The present research has the aim of analyze which option of hedge could be more efficient for Brazilian members of cotton system, if it was the cotton contract of Brazilian Mercantile and Futures Markets (BM&F) or the contract of New York Board of Trade (NYBOT).

**KEY WORDS:** cotton, mercantile exchange, efficiency in futures markets.

**JEL classification:** C22, O16.

---

\* Artigo baseado na dissertação de mestrado da primeira autora e orientada pelo segundo autor. Os autores agradecem os comentários e sugestões dos dois pareceristas anônimos desta revista.

§ Economista da BM&F e Mestre em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. E-mail [fabianap@bmf.com.br](mailto:fabianap@bmf.com.br).

□ Professor Doutor do Departamento de Economia Aplicada da ESALQ/USP.

Recebido em julho de 2001. Aceito em fevereiro de 2001.

## 1 Introdução

A cotonicultura passou, nos últimos anos, em toda a sua extensão, por um processo ímpar de reestruturação, resultado da política de abertura comercial implementada no começo da década de 1990. Tal processo implicou ações por parte dos agentes, objetivando torná-los competitivos diante do avanço da concorrência com os produtos importados.

Uma característica marcante deste setor foi a existência, até o início da década de 1990, de um protecionismo de mercado, tanto no nível agrícola quanto no industrial, relativamente aos produtos importados, e que resultou em ciclos descontínuos de investimento. Assim, quando da abertura comercial, o setor encontrava-se defasado tecnologicamente e sem condições de competitividade com aqueles produtos.

A importância deste setor para a economia brasileira sempre foi evidente, quer pelo nível de emprego gerado, quer pela participação no Produto Interno Bruto (PIB). No entanto, desde o final da década de 1980 tal relevância se deteriorava, e o setor perdia espaço no cenário nacional, como na produção de algodão, em que o País passou de exportador a importador da fibra.

O setor se reestruturou e passou de um modelo “tradicional” (pequena propriedade, intensivo em mão-de-obra) para “empresarial” (grande propriedade, mecanizada). O segmento industrial avançou para um sistema caracterizado por um número menor de empresas, integrado e de uso intensivo de capital.

O processo de reestruturação conduziu o setor a um sistema competitivo e integrado com a nova perspectiva mundial: a de mercados interligados. A idéia da globalização é a da inexistência de barreiras, tanto para a entrada de produtos quanto de capitais. Assim, neste novo cenário ganha importância a negociação em mercados futuros, posto que tais contratos passaram a ter notoriedade nas últimas décadas com a explosão de eventos na economia que proporcionaram maior volatilidade aos preços e taxas de juro, resultando num ambiente de incertezas quando da tomada de decisão. (Leuthold *et al.*, 1989)

No caso brasileiro, é fundamental o bom funcionamento dos mercados futuros, principalmente dos agropecuários, dada a desintermediação governamental no setor. Sendo assim, faz-se necessário, aos produtores, o uso de instrumentos de gerenciamento de risco que independam da participação do Estado. (Martits, 1998)

Acredita-se que alguns eventos podem contribuir para a consolidação deste cenário, como o processo de desintermediação governamental do setor agrícola e o fim das medidas restritivas

que impediam que investidores estrangeiros operassem nos mercados futuros agropecuários brasileiros.

Quanto ao mercado futuro de algodão, pode-se dizer que este nunca foi capaz de acompanhar a dinâmica do setor, tendo apenas seu período áureo de 1920 a 1956. Depois entrou em declínio, tendo uma ligeira recuperação no final da década de 1970. (Martits, 1998) O contrato foi relançado pela BM&F no final de 1996, e alterado em 1999, quando da internacionalização dos contratos agropecuários.

O mercado futuro de algodão sempre foi marcado, ao longo de sua história, por constantes intervenções governamentais que prejudicaram seu desempenho. No entanto, tem-se agora uma perspectiva de saída do governo, de não intervenção na comercialização e no setor produtivo (produtor e usuário da fibra de algodão), liberação para a participação de investidores estrangeiros neste mercado e da reestruturação produtiva da cotonicultura em bases competitivas.

Com este novo cenário, é de se esperar que sejam criadas as bases para o desenvolvimento pleno do contrato futuro de algodão, para que este cumpra uma de suas principais funções: a de servir como um instrumento de gerenciamento de risco aos produtores de algodão e às indústrias de fiação.

O instrumento de proteção natural para os agentes nacionais é o da BM&F, pois acredita-se que a utilização do contrato futuro de algodão oferecido pela NYBOT não seja eficiente para aqueles agentes, devido às políticas de subsídio norte-americanas para a produção de algodão, aos períodos distintos de safra e entressafra dos dois países e à pouca participação do Brasil no comércio internacional.

A relevância do tema está na percepção de um novo cenário, com a globalização dos mercados e a entrada de investidores estrangeiros. Tais eventos podem afetar positivamente o desenvolvimento dos mercados futuros agropecuários, transformando-os em instrumentos eficientes para o gerenciamento de riscos. A escolha pelo algodão deve-se ao fato de o setor ter passado, na década de 1990, por um processo de reestruturação que o está conduzindo a um patamar de competitividade, tanto em nível agrícola quanto industrial. Além disso, a literatura sobre mercados futuros agropecuários no Brasil ainda é pequena, especialmente sobre o algodão.<sup>1</sup>

---

1 Rochelle e Ferreira Filho (2000). Neste trabalho os autores estudaram as influências do mercado externo no interno e constataram a existência de defasagens nesta transmissão.

O objetivo do artigo é analisar que opção de *hedge* é mais eficiente para o mercado de algodão: se o contrato negociado na BM&F ou na NYBOT. Para tanto, além desta parte introdutória, as seções 2 e 3 discutem o conceito de eficiência em mercados futuros e os procedimentos econométricos para testá-la. Na seção 4 são apresentados os resultados obtidos nos testes implementados e as conclusões.

## 2 Eficiência em mercados futuros

Esta seção discutirá o conceito de eficiência em mercados futuros a fim de se verificar se durante o tempo em que o contrato de algodão em pluma da BM&F foi negociado o mesmo era ou não um instrumento efetivo de seguro de preços. Procurar-se-á, também, apurar o resultado para a opção alternativa: o contrato da NYBOT.

Os mercados futuros são utilizados para possibilitar aos *hedgers* de um determinado produto uma proteção contra futuras variações adversas de preços. Por meio do *hedge* “é possível transferir o risco de perdas inesperadas de capital para outro agente disposto a carregá-lo, o qual pode ou não estar envolvido diretamente no processo de produção e de comercialização da mercadoria.” (Arbex, 1999, p. 98)

Além de ser usado como um instrumento de seguro de preços, também se atribui aos mercados futuros a função de sinalização de preços. Se determinado mercado futuro for eficiente, então suas cotações refletirão as informações disponíveis de oferta e demanda e as opiniões dos agentes, sendo, assim, um bom previsor dos preços que irão vigorar no mercado a vista na data do vencimento do contrato.

A importância de o mercado ser um sinalizador dos preços que irão vigorar no mercado a vista está na precisão do processo de alocação intertemporal dos recursos entre os ativos, possibilitando aos agentes uma tomada de decisão sobre a alocação eficiente. Deve-se ressaltar que “o conteúdo informacional embutido nas cotações de dado mercado futuro tem importante impacto alocacional para a economia como um todo.” (Arbex, 1999, p. 102)

Os *hedgers* buscam proteção no mercado futuro e tentam se resguardar de variações adversas nos preços de seu produto. No caso de uma fiação, por exemplo, o objetivo é se proteger de uma alta no preço de seu insumo - o algodão em pluma. Já o especulador é um tomador de riscos.

Os agentes são racionais e tomam suas decisões baseadas no conjunto das informações disponíveis e são neutros ao risco. Um mercado futuro será eficiente se contiver toda aquela informação, e se a expectativa futura do preço a vista da *commodity* na data de vencimento do contrato for igual ao preço futuro corrente, ou seja:

$$E_{t-1}S_t = F_{t-1} \quad (1)$$

Onde:

$E_{t-1}S_t$  é a expectativa futura do preço a vista em t-1

$F_{t-1}$  é o preço futuro em t-1, para o vencimento do contrato em t

Assumindo expectativas racionais, então:

$$S_t = E_{t-1}(S_t / \Omega_{t-1}) + u_t \quad (2)$$

Onde:

$(\Omega_{t-1})$  denota o conjunto de informações disponíveis no período t-1

$u_t$  é a expectativa racional do erro

De (2) pode-se rearranjar (1) da seguinte forma:

$$S_t = \alpha + \delta F_{t-1} + u_t^2 \quad (3)$$

Assume-se  $S_t$  como o preço a vista no vencimento e  $F_{t-1}$  o preço futuro no período anterior. O termo  $\delta F_{t-1}$  representa a carga de informação acumulada até aquele período (isto é,  $E_{t-1}(S_t / \Omega_{t-1})$ ) e  $u_t$  é o erro, ou o que não for plenamente identificado pelo agente e capaz de influenciar o preço a vista no vencimento.

2 Para mais detalhes sobre metodologias complementares sobre eficiência de mercado a partir da cointegração entre duas séries consultar Hakkio e Rush (1989).

Para se verificar a hipótese conjunta de eficiência de mercado e estimativas não-viesadas testam-se as seguintes restrições da equação (3):

$$a = 0, d = 1 \quad (3.1)$$

Ao substituir as restrições na equação (3) o resultado será  $S_t$  igual a  $F_{t-1}$ . O preço futuro,  $F_{t-1}$ , terá contido todas as informações relevantes para prever o preço a vista do período seguinte  $S_p$ , como a definição de eficiência de mercado implica. Então,  $F_{t-1}$  pode ser considerado um previsor não-viesado do futuro preço a vista. (Crowder e Hamed, 1993, p. 933)

Mckenzie e Holt (1998, p. 2) ressaltam que a rejeição das hipóteses listadas em (3.1) implicará os seguintes resultados:

- a) Mercado ineficiente.
- b) Um prêmio de risco constante poderá existir, o que torna as previsões de mercado viesadas, mas possivelmente eficientes.
- c) É possível que a variação temporal do risco de prêmio seja inerente ao mercado, prevenindo os preços futuros, isoladamente, de gerar previsões não-viesadas do preço a vista futuro.

Crowder e Hamed (1993, p. 934) discutiram a questão da violação das restrições de (3.1), cuja explicação, segundo a literatura, diz respeito à existência de um prêmio de risco, variante no tempo. Este prêmio pode ser considerado uma explicação satisfatória acerca da existência de retornos especulativos diferentes de zero em mercados futuros. Os autores ainda ressaltam que a existência destes retornos não implica ineficiência dos mercados, mas apenas que os investidores estariam exigindo uma compensação pelo risco que assumem.

### 3 Procedimentos econométricos

Nesta seção serão discutidos os procedimentos econométricos utilizados para mensurar a eficiência de mercado. Segundo Mckenzie e Holt (1998, p. 2), a literatura baseia-se na estacionariedade dos dados para realizar testes apropriados sobre eficiência de mercado e estimadores não-viesados.



Uma série é dita estacionária se a média e a variância são constantes ao longo do tempo, e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende somente da distância entre aqueles períodos de tempo, e não do valor atual (corrente) em que a covariância é computada.

Assim:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (4)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (5)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (6)$$

onde  $Y_t$  é uma série econômica que poderia ser exemplificada pelo PIB ou, no caso do trabalho, pelo preço a vista ou futuro do algodão;  $\mu$  representa a média da série;  $\sigma^2$  é a variância e  $\gamma$  a covariância.

A importância da estacionariedade das séries é permitir o uso da média, variância e das autocorrelações da amostra para estimar os atuais parâmetros dos dados geradores do processo. (Enders, 1995, p. 86)

Se as séries de preços forem não-estacionárias, os testes de hipóteses baseados na equação (3) fornecerão resultados viesados. “*A regressão de uma variável não-estacionária, que só se tornará estacionária pela diferença numa tendência determinística, geralmente conduz a problemas de regressão espúria, envolvendo inferências inválidas baseados nos testes t e F.*” (Mckenzie e Holt, 1998, p. 2)

A regressão espúria<sup>3</sup> é uma possibilidade comum nas regressões que envolvem dados em séries temporais. O problema surge porque as duas séries exibem ou são caracterizadas por uma tendência (sustentada por movimentos de alta ou baixa). O coeficiente de determinação da regressão, o  $R^2$  observado, se deve à presença da tendência, e não à existência de uma relação entre as duas variáveis.

---

3 O termo espúrio, segundo Gujarati (1995, p. 709, 724 e 725) refere-se à regressão de uma variável em outra, e cujo  $R^2$  será elevado, mas sem representatividade ou significado.

Um dos testes utilizados para se verificar a estacionariedade da série é o de raiz unitária (Dickey e Fuller, 1979). Considere-se o seguinte modelo:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

onde  $u_t$  é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas de média zero, variância constante  $\sigma^2$ , e não autocorrelação.

A equação (7) é um processo autoregressivo de primeira ordem - AR (1).<sup>4</sup> Se o coeficiente de  $Y_{t-1}$  é, de fato, igual a 1, tem-se um problema de raiz unitária, ou seja, uma situação de não-estacionariedade.

Considere-se a seguinte regressão:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

se, de fato,  $\rho=1$ , então se diz que a variável estocástica  $Y_t$  tem uma raiz unitária.

Pode-se expressar a equação (8) da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$= \delta Y_{t-1} + u_t \quad (9.1)$$

onde  $\delta = (\rho - 1)$  e  $\Delta$  é o operador da primeira diferença.

Se  $\delta$  for de fato zero, pode-se reescrever (9.1) como segue:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (10)$$

---

4 Processo auto-regressivo é uma regressão na qual se regride o valor de  $Y$  em  $t$ , em relação a seu valor em  $(t-1)$ .

Em econometria, uma série que contém uma raiz unitária é um passeio aleatório. A equação (10) mostra que a primeira diferença de um passeio aleatório ( $= u_t$ ) é uma série estacionária pois, por hipótese,  $u_t$  é puramente randômica.<sup>5</sup>

Duas variáveis não-estacionárias poderão caminhar juntas e com movimentos paralelos, e apresentar no longo prazo uma relação de equilíbrio. Mesmo que  $S_t$  e  $F_{t-1}$  sejam não-estacionários, pelo fato de terem os mesmos movimentos não poderão distanciar-se, pois sua diferença é estacionária.

O conceito de cointegração foi introduzido por Engle e Granger (1987). Para explicitar tal conceito considere um conjunto de variáveis econômicas num equilíbrio de longo prazo:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (11)$$

Se  $\beta$  e  $x_t$  denotarem os vetores  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  e  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ , o sistema está em equilíbrio de longo prazo quando  $\beta x_t = 0$ . O desvio da relação de equilíbrio de longo prazo - o chamado erro de equilíbrio -  $e_t$  é tal que

$$e_t = \beta x_t \quad (12)$$

Se o equilíbrio for significativo, pode ser o caso de um erro de equilíbrio cujo processo é estacionário. Engle e Granger (1987) estabeleceram, então, a seguinte definição para cointegração:

Os componentes de um vetor  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$  são ditos cointegrados de ordem  $d, b$ , e denotados por  $x_t \sim CI(d, b)$  se

1 - todos os componentes de  $x_t$  são integrados de ordem  $d$ ;

2 - Se existir um vetor  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  cuja combinação linear  $\beta x_t = (\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots, \beta_n x_{nt})$  é integrada de ordem  $(d - b)$ , onde  $b > 0$ . O vetor  $\beta$  é chamado de vetor cointegrante.

5 Se uma série tem que ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária, diz-se que a original é integrada de ordem 1, cuja notação é  $I(1)$ . Se forem necessárias duas diferenciações, então será integrada de ordem 2. A diferenciação das séries é um dos métodos mais utilizados para se obter a estacionariedade dos dados. No entanto, Hamilton (1994) faz uma ressalva quanto à regressão das variáveis diferenciadas. De acordo com o autor, se a regressão for feita na forma diferenciada pode-se estar perdendo uma valiosa relação de longo prazo entre as variáveis dadas ou expressa com as mesmas em nível.

Assim, se os preços futuros e a vista são não estacionários e requerem a diferenciação para torná-los estacionários, então a maioria das combinações entre aquelas séries será não-estacionária. No entanto, pode existir um vetor de cointegração que torne a combinação linear específica das duas séries estacionárias.

Mckenzie e Holt (1998), por sua vez, afirmam que se a expressão abaixo é uma série estacionária,  $\alpha$  e  $\delta$  são os termos cointegrantes e a regressão  $S_t = \alpha + \delta F_{t-1} + u_t$  é cointegrada ou de equilíbrio.

$$u_t = S_t - \alpha - \delta F_{t-1} \quad (13)$$

Arbex e Rotatori (2000, p. 13), citando Hakkio e Rush (1989), ressaltam a importância de  $S_t$  e  $F_{t-1}$  serem cointegrados e o termo de erro ( $u_t$ ) estacionário. “*Se essas variáveis são cointegradas com um vetor de cointegração igual a 1, então essas séries não podem se distanciar porque a diferença  $S_t - F_{t-1}$  é estacionária, e igual a  $u_t$ .*”

### 3.1 Justificativa para a utilização dos procedimentos econométricos no cálculo da eficiência de mercado

Com relação à cointegração entre as séries de preço a vista e futura, Lien (1996, p. 779) conclui que a não consideração desta relação de longo prazo entre as séries, expressa pela cointegração, pode conduzir à determinação de uma posição *hedged* em futuros menor do que a razão de *hedge*<sup>6</sup> ótima, implicando uma performance de *hedge* não ótima.

A cointegração entre duas séries é condição necessária, mas não suficiente, para eficiência de mercado. O preço a vista e futuro são determinados pelos mesmos fundamentos; então, eficiência irá implicar o não distanciamento entre eles.

Entretanto, a cointegração não afasta as ineficiências de mercado de curto prazo, nos quais as informações passadas podem implementar ou incrementar as previsões futuras do preço a vista. Assim, segundo Arbex (1999, p. 104), a eficiência requer o parâmetro  $\delta$  igual a 1. Há ainda uma ressalva, apresentada por Arbex & Rotatori (2000, p. 14), de que num mercado

6 A razão de *hedge* refere-se ao número de contratos futuros que devem ser mantidos a fim de *hedgear* uma determinada quantidade no físico.

eficiente pressupõe-se o termo de erro como sendo um ruído branco,<sup>7</sup> e a cointegração exige apenas a sua estacionariedade.

O objetivo do artigo é verificar as relações entre o mercado a vista brasileiro de algodão e as possibilidades de *hedge* que podem ser realizadas nas bolsas BM&F e NYBOT. Para tanto, primeiro será calculada a eficiência de *hedge* em cada uma das bolsas, utilizando a análise de cointegração.

Espera-se que não exista uma relação de longo prazo entre o mercado a vista de algodão e o contrato da NYBOT, em razão dos seguintes fatores: a) a formação do preço do algodão é doméstica (não sendo influenciada por aspectos referentes à oferta e demanda mundial); b) o Brasil não tem representatividade no quadro de oferta e demanda mundial (as cotações da NYBOT não irão refletir, portanto, as variações ocorridas no mercado brasileiro); c) diferenças existentes nos períodos de safra e entressafra específicos para cada país; d) o comércio internacional de pluma realizado pelo Brasil é restrito; e) a cotonicultura se caracteriza pela intervenção governamental (por meio dos leilões de Prêmio pelo Escoamento do Produto).

Se o *hedger* nacional for operar em Nova Iorque, não terá refletido nas cotações daquela Bolsa as características do mercado interno, dada a pouca representatividade do Brasil no mercado internacional - o que poderá prejudicar a operação de *hedge*.

#### 4 Resultados e discussões<sup>8</sup>

A discussão sobre eficiência de mercado será dividida em duas partes. Na primeira será utilizado o procedimento de Engle e Granger (1987) para verificar se as duas séries (preços a vista e futuro) cointegram, e obter, portanto, uma primeira resposta quanto à relação de longo prazo entre as variáveis.

Tal constatação é importante pelo fato de se ter por hipótese a não existência de uma relação de longo prazo entre o preço a vista do algodão em pluma no Brasil e o preço futuro do contrato de algodão negociado na NYBOT.

7 Segundo Enders (1995, p. 65), um termo de erro  $u_t$  será um ruído branco se cada valor na série tiver uma média zero, variância constante, e não apresentar correlação serial.

8 Foi utilizado o pacote estatístico *Econometric Views – Eviews 3.1* como programa para a resolução dos testes propostos na metodologia deste artigo.

No entanto, a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis não implica um contrato futuro eficiente para aquele preço a vista. Para tanto se faz necessário testar o parâmetro  $\delta$  igual a 1. Em tal verificação será utilizado o procedimento de Johansen (1988), que permite a inclusão de restrições na matriz, a fim de testar as restrições especificadas em (3.1).

#### 4.1 Procedimento de Engle e Granger

Para testar a eficiência dos contratos futuros de algodão das bolsas BM&F e NYBOT foi utilizado para representar o preço no mercado a vista brasileiro o Indicador de Preços do Algodão em Pluma ESALQ/BM&F. No caso dos preços futuros foram utilizados os dados de 1º vencimento da BM&F e NYBOT,<sup>9</sup> os quais foram convertidos para logaritmos naturais e expressos em centavos de dólar por libra-peso. A análise dos dados compreende o período 2/1/1997 a 1/7/2000.<sup>10</sup>

É interessante observar nas figuras a seguir que ESALQ e BM&F (Figura 1) se comportam, no tempo, de forma muito próxima, enquanto que ESALQ e NYBOT (Figura 2) apresentam a mesma movimentação no tempo, mas com alguns descolamentos de curto prazo, que podem comprometer a operação de *hedge*. É importante lembrar que para o *hedge* ser eficiente é necessário que no vencimento do contrato o preço futuro e a vista convirjam, o que não ocorre em determinados momentos entre o preço a vista nacional e o contrato da NYBOT. A observação isolada do gráfico poderia conduzir a resultados equivocados quanto à verdadeira relação entre aquelas variáveis.

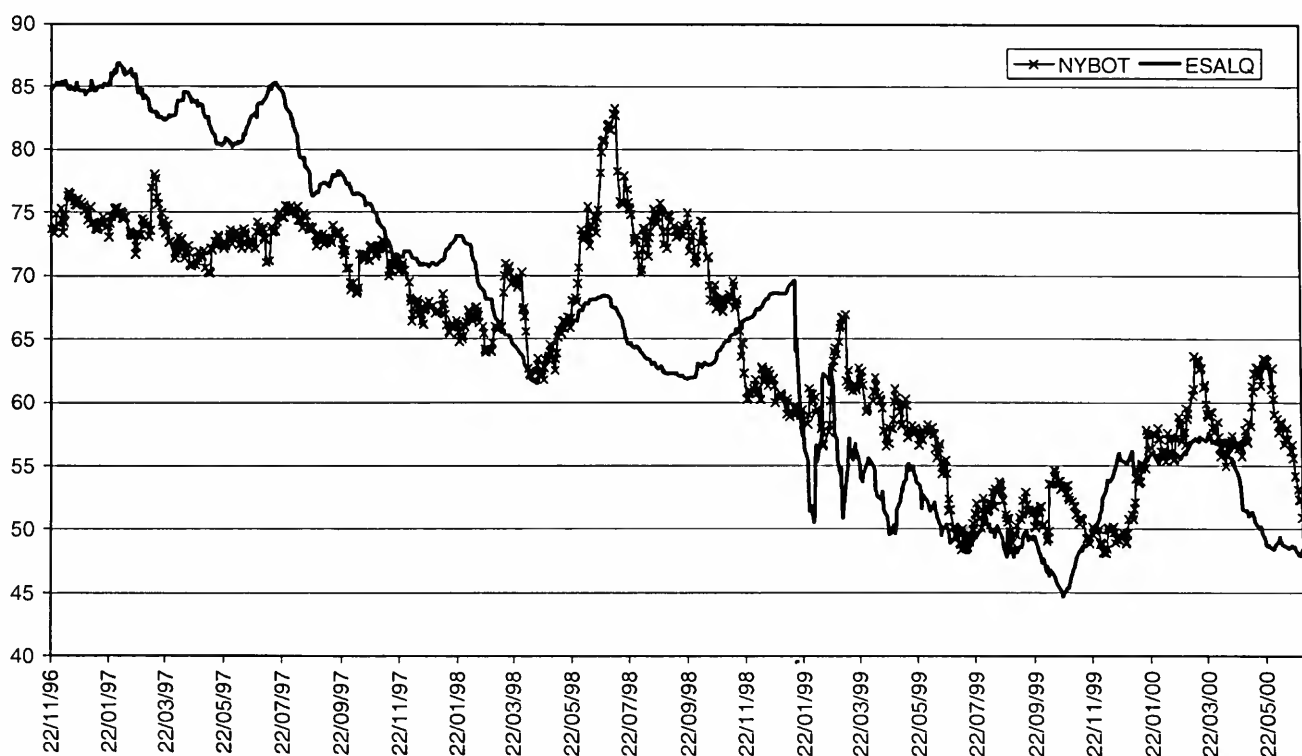
9 Os contratos de algodão das bolsas BM&F e NYBOT têm os seguintes vencimentos: março, maio, julho, setembro e dezembro. A série de primeiro vencimento refere-se ao vencimento mais próximo em aberto, e é a melhor *proxy* do preço a vista. A transição de um vencimento para o outro é realizada quando do início do aviso de entrega.

10 Depois desta data não houve mais negócios no contrato futuro de algodão da BM&F.

**Figura 1**  
**Evolução do Indicador ESALQ/BM&F e do 1º Vencimento do Contrato Futuro de Algodão da Bolsa BM&F (1996 a 2000)**



**Figura 2**  
**Evolução do Indicador ESALQ/BM&F e do 1º Vencimento do Contrato Futuro de Algodão da Bolsa NYBOT (1996 a 2000)**



O procedimento para se testar a hipótese de eficiência dos mercados é o de cointegração, que segue a seguinte rotina:

As variáveis preço a vista ( $S_t$ ) e futuro ( $F_{t-1}$ ) são integradas de ordem 1.  $I(1)$ , e deseja-se determinar a existência de uma relação de equilíbrio entre elas.<sup>11</sup>

1. São realizados testes nas variáveis para verificar qual a ordem de integração das mesmas. Por definição, a cointegração pressupõe que as variáveis sejam integradas na mesma ordem. Então, deve-se primeiro testar cada variável a fim de determinar sua ordem de integração. Os testes Dickey-Fuller Aumentado - ADF (Dickey e Fuller, 1979), Phillips-Perron (Phillips e Perron, 1988) e KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992) podem ser utilizados para inferir o número de raízes unitárias (se houver) de cada uma das variáveis. Se as variáveis são integradas de diferente ordem, é possível concluir que elas não são cointegradas.<sup>12</sup>

Neste artigo, para verificar a existência de uma raiz unitária, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado. O teste é implementado em etapas, partindo-se primeiro de um modelo completo como o especificado em (14), com constante ( $\alpha$ ), tendência ( $\beta$ ) e defasagens.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Os procedimentos de análise adotados têm o intuito de verificar a significância dos parâmetros ( $\alpha$  e  $\beta$ ). Se estes não forem significantes, são implementadas as outras etapas do teste, considerando um modelo sem tendência. Se o parâmetro referente à tendência não for significativo, é implementado um outro teste considerando o modelo sem tendência e sem intercepto.<sup>13</sup>

Então, utilizando-se a equação (14) testa-se a significância individual dos parâmetros. Tem-se a seguinte hipótese nula:

11 Baseado em Enders (1995, p. 355 a 421), Cointegration and error-correction models. In: *Applied econometric time series*.

12 Segundo Charemsa e Deadman, é possível aceitar os resultados mesmo que as variáveis sejam integradas de ordem diferente. Para mais detalhes, ver Charemsa e Deadman (1992, p. 116-171).

13 Tal procedimento está relacionado a questões de poder do teste.



$$H_0. (\beta) = (0)$$

$$H_a. \beta \neq 0$$

$$|\tau_{\beta\tau}| < |\tau_{\beta\tau T}|^{14}$$

Se o  $\tau_{\beta}$  crítico for menor do que o  $\tau_{\beta T}$ , rejeita-se a hipótese alternativa de significância do parâmetro  $\beta$ .

Para a constante, o procedimento é similar:

$$H_0. (\alpha) = (0)$$

$$H_a. \alpha \neq 0$$

$$|\tau_{\alpha\tau}| < |\tau_{\alpha\tau T}|$$

Se o  $\tau_{\alpha}$  crítico for menor do que o  $\tau_{\alpha T}$ , rejeita-se a hipótese alternativa de significância do parâmetro  $\alpha$ . Os valores críticos tabelados para os testes de significância dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  encontram-se na Tabela 1.

Após a realização dos testes de significância individuais, testa-se a significância conjunta, a fim de corroborar os resultados anteriores. Assim:

$$H_0. (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$$

$$H_a. \text{ pelo menos 1 diferente de zero}$$

$$\Phi_2 < \Phi_{2T}$$

Se o  $\Phi_2$  crítico for menor do que o  $\Phi_{2T}$ , que é o tabelado, rejeita-se a hipótese alternativa de pelo menos um parâmetro ser diferente de zero. Depois de especificado o modelo deve-se verificar se a estrutura final admite a existência de raiz unitária.

$$H_0. \text{ Existe raiz unitária}$$

$$H_a. \text{ Não existe raiz unitária}$$

$$\tau_{\mu} < \tau_{\mu T}$$

---

14 T tabelado.

Se o valor crítico for menor do que o tabelado, não se rejeita a hipótese nula de existência de raiz unitária

Os procedimentos devem ser feitos para cada variável. Após a realização dessas rotinas para cada variável em estudo - ESALQ, BM&F e NYBOT -, chegou-se aos seguintes resultados:

**Tabela 1**  
**Valores Críticos Tabelados para os Parâmetros e Resumo dos Testes Implementados**

Parâmetro	Teste	5% de significância	Esalq	BM&F	NYBOT
Constante	$\tau_{\alpha T}$	3,38	2,7644	2,5853	2,2054
Tendência	$\tau_{\beta T}$	3,11	2,5643	2,5213	1,7727
Significância conjunta	$\Phi_{2T}$	4,68			
Raiz unitária	$\tau_{\mu T}$	1,94	-1,4652	-1,4703	-1,6037

Para a série ESALQ, admitiu-se a existência de uma raiz unitária e o modelo final não incluiu a constante e a tendência, e foram admitidas cinco defasagens. Para se corroborar o número de defasagens a serem incluídas no modelo foram utilizados os critérios de informação de *Akaike* (AIC) e *Schwartz* (SC),<sup>15</sup> cujos resultados são verificados visualmente por correlogramas.

Para a série NYBOT, admitiu-se a existência de uma raiz unitária e o modelo final também não incluiu a constante e a tendência, e foram consideradas treze defasagens. Para a série BM&F, também se concluiu pela existência de uma raiz unitária e o modelo final não incluiu a constante e a tendência, e foram consideradas quinze defasagens.

A hipótese  $H_0$  era da existência de raiz unitária e, como notado na Tabela 1, todas as variáveis apresentaram seus valores críticos -1.465247 (ESALQ), -1.603724 (NYBOT) e

<sup>15</sup>  $AIC = -2l/n + 2k/n$

$SC = -2l/n + k \log n/n$

onde  $k$  é o número de parâmetros estimados,  $n$  é o número de observações e  $l$  é o valor da função *log likelihood* usando  $k$  parâmetros estimados. Como regra geral na determinação do número de defasagens deve-se optar pelo modelo com o menor critério de informação.

-1.470369 (BM&F) na área de não rejeição da hipótese nula a 1%. Os testes permitiram concluir que todas as variáveis são integradas de ordem 1, e assim podem ser cointegradas.

Dando prosseguimento à implementação do teste de cointegração tem-se que:

2. Caso  $S_t$  e  $F_{t-1}$  sejam integradas de mesma ordem, o próximo passo será estimar a relação de equilíbrio de longo prazo. Como se concluiu que as séries são integradas de mesma ordem, pode-se realizar o procedimento de cointegração.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 F_{t-1} + u_t \quad (15)$$

Se as variáveis são cointegradas, uma regressão de mínimos quadrados ordinários (OLS) fornece um estimador “superconsistente” dos parâmetros  $\beta_0$  e  $\beta_1$ . Para determinar se de fato as variáveis são cointegradas, realiza-se a classificação dos resíduos ( $u_t$ ), que é a série de resíduos estimados da relação de longo prazo. Se estes desvios de equilíbrio de longo prazo são estacionários, as seqüências  $S_t$  e  $F_{t-1}$  são cointegradas de ordem (1,1). Assim sendo, é conveniente realizar um teste de Dickey-Fuller Aumentado nestes resíduos para determinar a sua ordem de integração. Considere-se a seguinte auto-regressão dos resíduos:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (16)$$

Uma vez que a seqüência  $u_t$  é o resíduo de uma equação de regressão, não há necessidade de incluir um termo de intercepto; o parâmetro de interesse em (16) é  $\delta$ . Se não for rejeitada a hipótese nula ( $H_0: \delta = 0$ ), pode-se concluir que a série contém uma raiz unitária. Assim, as seqüências  $S_t$  e  $F_{t-1}$  não são cointegradas.

Ou, alternativamente, a rejeição da hipótese nula implica que a seqüência de resíduos é estacionária. Dado que tanto  $S_t$  e  $F_{t-1}$  são I(1) e os resíduos são estacionários, conclui-se que as séries são cointegradas de ordem (1,1)

A não rejeição da hipótese nula implicará a não existência de cointegração. O teste de cointegração para ESALQ e BM&F apresenta valor crítico na área de rejeição, ou seja, há cointegração das variáveis ao nível de 1% (Tabela 2). Diferentemente do teste realizado para ESALQ e NYBOT, em que a hipótese nula não é rejeitada a 1%; portanto, as séries não apresentam relação de longo prazo.

O teste de cointegração de dois estágios de Engle-Granger (1987), baseado nas estatísticas aumentadas de Dickey-Fuller, indicou a existência de cointegração entre as séries ESALQ e BM&F; assim, elas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, há convergência dos preços. No que tange às séries ESALQ e NYBOT, não houve convergência, o que permite inferir que a operação de *hedge* naquela Bolsa pode ser arriscada, no sentido de que as séries não apresentam uma relação de longo prazo. Isto é, a operação de *hedge* implica convergência entre os preços a vista e futuro, de tal forma que os ganhos em um mercado compensarão as perdas em outro. Assim, se isso não ocorrer, a operação pode ficar comprometida, no sentido de que as perdas poderão não ser compensadas por ganhos. Esta hipótese é, portanto, a que se verifica entre Brasil e Nova Iorque.

**Tabela 2**  
**Teste de Cointegração para BM&F e ESALQ**

<b>CRADF Test Statistic</b>	<b>-3.637929</b>	<b>1% Critical Value*</b>	<b>-3.4416</b>	
		<b>5% Critical Value</b>	<b>-2.8657</b>	
		<b>10% Critical Value</b>	<b>-2.5690</b>	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTBOLSA(-1)	-0.036311	0.009981	-3.637929	0.0003
D(COINTBOLSA(-1))	0.007155	0.034244	0.208928	0.8346
D(COINTBOLSA(-2))	0.024681	0.033864	0.728843	0.4663
D(COINTBOLSA(-3))	0.058836	0.033837	1.738817	0.0824
D(COINTBOLSA(-4))	-0.047047	0.033883	-1.388521	0.1653
D(COINTBOLSA(-5))	-0.030239	0.033933	-0.891130	0.3731
D(COINTBOLSA(-6))	0.111197	0.033872	3.282900	0.0011
D(COINTBOLSA(-7))	-0.031715	0.033963	-0.933793	0.3507
D(COINTBOLSA(-8))	0.064928	0.033903	1.915132	0.0558
D(COINTBOLSA(-9))	0.032987	0.033869	0.973934	0.3304
D(COINTBOLSA(-10))	-0.010255	0.033873	-0.302761	0.7621
D(COINTBOLSA(-11))	-0.115736	0.033884	-3.415663	0.0007
D(COINTBOLSA(-12))	-0.109253	0.034106	-3.203338	0.0014
R-squared	0.070480	Mean dependent var		-0.000143
Adjusted R-squared	0.057311	S.D. dependent var		0.013633
S.E. of regression	0.013237	Akaike info criterion		-5.796613
Sum squared resid	0.148408	Schwarz criterion		-5.724706
Log likelihood	2505.544	F-statistic		5.351923
Durbin-Watson stat	2.013437	Prob(F-statistic)		0.000000

**Tabela 3**  
**Teste de Cointegração para NYBOT e ESALQ**

<b>CRADF Test Statistic</b>	<b>-2.389714</b>	<b>1% Critical Value*</b>	<b>-3.4416</b>	
		<b>5% Critical Value</b>	<b>-2.8657</b>	
		<b>10% Critical Value</b>	<b>-2.5690</b>	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTBOLSANYCE(-1)	-0.016280	0.006813	-2.389714	0.0171
D(COINTBOLSANYCE(-1))	0.067607	0.039130	1.727760	0.0845
D(COINTBOLSANYCE(-2))	0.028841	0.039957	0.721799	0.4707
D(COINTBOLSANYCE(-3))	0.005686	0.040076	0.141871	0.8872
D(COINTBOLSANYCE(-4))	0.005875	0.039713	0.147925	0.8824
D(COINTBOLSANYCE(-5))	-0.001649	0.039897	-0.041337	0.9670
D(COINTBOLSANYCE(-6))	-0.014606	0.039491	-0.369859	0.7116
D(COINTBOLSANYCE(-7))	0.038339	0.039459	0.971599	0.3316
D(COINTBOLSANYCE(-8))	0.019492	0.039726	0.490657	0.6238
D(COINTBOLSANYCE(-9))	0.001007	0.039490	0.025492	0.9797
D(COINTBOLSANYCE(-10))	-0.012997	0.039235	-0.331264	0.7406
D(COINTBOLSANYCE(-11))	0.027021	0.038275	0.705952	0.4805
D(COINTBOLSANYCE(-12))	-0.056149	0.037790	-1.485822	0.1378
R-squared	0.019269	Mean dependent var	0.000264	
Adjusted R-squared	0.001107	S.D. dependent var	0.017799	
S.E. of regression	0.017789	Akaike info criterion	-5.201035	
Sum squared resid	0.205052	Schwarz criterion	-5.112656	
Log likelihood	1731.942	F-statistic	1.060980	
Durbin-Watson stat	2.021717	Prob(F-statistic)	0.390823	

#### 4.2 Procedimento de Johansen

Como apontado na seção 2, a cointegração entre preços futuro e a vista é condição necessária, mas não suficiente, para a aceitação de eficiência de determinado mercado. A hipótese de eficiência necessita que o parâmetro  $\delta$  seja igual a 1 - equação (3).

Para se testar a hipótese de eficiência do mercado McKenzie e Holt (1998, p. 4) propõem o uso do procedimento multivariado de cointegração de Johansen (1988, 1992). Se as restrições  $\alpha = 0$  e  $\delta = 1$  não puderem ser rejeitadas, então poder-se-á inferir sobre a existência de eficiência de mercado e previsões não-viesadas. Neste caso, a equação (3) reduz-se para:

$$u_t = S_t - \delta F_{t-1} \quad (17)$$

A representação de Granger implica que qualquer sistema de cointegração deverá ser reescrito por um modelo de correção de erro<sup>16</sup>

$$\Delta X_t = \mu + \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (18)$$

onde  $X_t$  é um vetor ( $p \times 1$ ) de  $I(1)$  variáveis e  $\Pi$  é uma matriz ( $p \times p$ ) que tem um *rank* reduzido quando as variáveis em  $X_t$  são cointegradas. A matriz  $\Pi$  pode ser decomposta em duas matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  de ( $p \times r$ ), tal que  $\alpha\beta' = \Pi$ .

As colunas de  $\beta$  representam a combinação linear  $r$  dos  $x_t$  que são estacionários ou cointegrados. As correspondentes colunas de  $\alpha$  representam os correspondentes coeficientes de correção de erro que podem ser interpretados como a velocidade de ajustamento dos parâmetros. Johansen (1988) desenvolveu testes estatísticos para examinar a hipótese nula dos vetores cointegrantes  $r$ .

O termo  $\mu$  contém todos os componentes determinísticos do sistema  $X_t$  como uma constante ou um termo de tendência determinística. Se  $\mu$  contém somente uma tendência, então  $X_t$  tem uma tendência quadrática no seu processo gerador. Se  $\mu$  contém uma constante, então  $X_t$  tem uma tendência determinística linear. Se  $\mu = 0$ , é ainda possível incluir uma constante no vetor de cointegração adicionando uma constante ao vetor  $X_t$ .

Duas são as razões para se testar as propriedades do termo  $\mu$ . A primeira é que a distribuição assintótica dos testes estatísticos da cointegração dependem da presença de tendências e/ou constantes em  $\mu$ . A segunda, é a de que a hipótese de eficiência especulativa requer o termo de constante igual a zero, que representa uma hipótese testável do parâmetro  $\mu$

Portanto, a utilização do procedimento de Johansen (1988) a fim de se obter as condições necessárias para a hipótese de eficiência em mercados futuros está no fato de que tal procedimento permite a incorporação de restrições a serem testadas.

<sup>16</sup> Baseado em Crowder e Hamed (1993, p. 935 e 936)

**Tabela 4**  
**Resultados do Procedimento de Johansen**

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. Of CE(s)
0.023419	21.17592	15.41	20.04	None **
0.000587	0.512000	3.76	6.65	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
LESALQ	LBMF			
-0.722414	0.694196			
0.021155	0.156980			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
LESALQ	LBMF	C		
1.000000	-0.960940 (0.05367)	-0.167052		
Log likelihood	5671.072			

Os termos  $\alpha$  [c] e  $\delta$  [LBMF], mostrados na Tabela 4, são os coeficientes do intercepto e do preço futuro normalizados das regressões cointegrantes. Mais uma vez os coeficientes parecem estar próximos das restrições de não viés (0,1). Testes formais para testar a hipótese de não viés foram realizados usando os testes de razão de verossimilhança de Johansen (1995), no qual são testadas as restrições para os parâmetros  $\alpha$  e  $\delta$ . Os resultados, como mostrado na Tabela 4, indicam que a hipótese nula testada individualmente de  $\alpha = 0$  e  $\delta = 1$  não podem ser rejeitadas a 1% de significância. Este resultado sugere que o preço futuro do algodão em pluma fornece uma previsão não-viesada do futuro preço a vista na data de vencimento do contrato.

A hipótese nula de nenhum vetor de cointegração é rejeitada a níveis altos de significância, mas a hipótese de mais de um vetor de cointegração não pode ser rejeitada. Ademais, os parâmetros estimados para o preço futuro são não significativamente diferente da unidade, o estimado para a constante é não significativamente diferente de zero, e os resíduos não são significativamente diferentes de um ruído branco. As restrições impostas pela hipótese de eficiência de mercado não puderam ser rejeitadas.

A corroboração da hipótese de eficiência de mercado conduz a algumas implicações. Primeiro, a de que o preço futuro BM&F foi um previsor não-viesado do correspondente preço a vista. Segundo, que não houve evidência de um prêmio de risco e nenhuma evidência de que os erros de previsão passados fossem usados para prever o futuro preço a vista.

Inferências sobre a relação de causalidade entre os preços a vista e futuro do algodão em pluma podem ser feitas pela análise dos coeficientes de erro. O termo de correção de erro do preço a vista é estatisticamente não significativo, implicando que os erros passados não Granger causam mudanças no preço a vista. Mas o coeficiente de correção de erro do preço futuro é significativo, o que implica que em equilíbrio os erros passados Granger causam os preços futuros. Isto significa dizer que os erros de previsão passados afetam as previsões atuais do preço a vista, e não o preço a vista - que é determinado pelos fundamentos de oferta e demanda.

### Considerações finais

O artigo teve por objetivo verificar qual a opção de *hedge* foi mais eficiente para o *hedger* (produtor e indústria de fiação) no período de 2/1/1997 a 1/7/2000. Analisaram-se duas possibilidades: na BM&F e na NYBOT.

A metodologia para apuração da hipótese de eficiência de mercado seguiu o procedimento de cointegração, e procurou verificar se as séries de preço a vista e futuro cointegravam, isto é, mantinham uma relação de longo prazo. Se tal fato fosse comprovado, seriam testadas as restrições concernentes à eficiência de mercado.

No caso da análise da opção de *hedge* feita na BM&F verificou-se a cointegração das séries por meio do procedimento de dois estágios de Engle e Granger (1987). No entanto, a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis não implica um contrato futuro eficiente para aquele preço a vista. Para tanto, testou-se o parâmetro  $\delta$  igual a 1, por meio do procedimento de Johansen (1988), procedimento este que permite a inclusão de restrições na matriz a fim de testar as restrições especificadas em (3.1)

No período analisado, o contrato de algodão em pluma da BM&F foi um instrumento de seguro de preços eficiente para o *hedger* nacional, no sentido de que o preço futuro do algodão em pluma forneceu uma previsão não-viesada do futuro preço a vista na data de vencimento do contrato. Outra conclusão é a de que não houve evidência de um prêmio de risco e qualquer evidência de que os erros de previsão passados fossem usados para prever o futuro preço a vista.



Quanto ao *hedge* realizado na NYBOT, tem-se que a hipótese da não relação entre o mercado a vista brasileiro de algodão e a NYBOT foi comprovada por meio do procedimento de cálculo da eficiência de *hedge*. Como as séries ESALQ e NYBOT não cointegram, a opção por *hedge* NYBOT mostrou-se arriscada. Este resultado já era esperado, pois a NYBOT reflete o comportamento do mercado norte-americano e mundial de algodão. O Brasil, por possuir uma formação de preços distinta e pelo fato de não ter importância significativa no mercado internacional, não terá seu comportamento interno absorvido pelas cotações da NYBOT. Assim, para o produtor nacional e para as indústrias de fiação o melhor instrumento de *hedge* é o da BM&F

Apesar da BM&F ter proporcionado, durante o período analisado para o *hedger*, um instrumento de seguro de preços eficiente, desde julho de 2000 não há negociações, sendo que desde 1998 o volume já era decrescente. Assim, os *hedgers* nacionais estão órfãos de um instrumento de seguro de preços. A fim de entender por que o instrumento não tem sido utilizado, apesar de ter cumprido a função de sinalização de preços, é preciso atentar para algumas hipóteses levantadas na Introdução, que decorrem especialmente da questão da intervenção governamental.

Outro fator levantado por Perobelli e Mello (2001) diz respeito à concentração tanto na parte agrícola como na industrial e ao fato da indústria já estar *hedgeada*. Como a possibilidade de diferenciação de produtos finais pela indústria é grande (como, por exemplo, os de cama, mesa, banho, artigos hospitalares, malhas, roupas íntimas, moda praia, jeans, tecidos), não importará o preço ao qual irão adquirir a pluma, pois terão condições de repassá-lo ao consumidor.

## Referências bibliográficas

- Arbex, M. A., Carvalho, V. D. Eficiência do mercado futuro de café brasileiro, no período de 1992 a 1998. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 37, n. 1, p. 97-113, 1999.
- Arbex, M. A., Rotatori, W. L. Eficiência em mercados futuros, prêmio de risco e bandas de câmbio no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 4, p. 525-547, out./dez. 2000.
- Charemsa, W. W., Deadman, D. F. *New direction in econometric practice: general to specific modeling, cointegration and vector auto-regression*. Londres: Edward Elgar, 1992.
- Crowder, W. J., Hamed, A. A cointegration test for oil futures market efficiency. *Journal of Futures Markets*, v. 13, n. 8, p. 933-941, 1993.

- Dickey, D. A., Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979
- Enders, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley. 1995. 433p.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 35, n. 1, p. 251-276, 1987
- Gujarati, H. *Basic econometrics*. 2. ed. Local Editora, 1995. 780p.
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- \_\_\_\_\_. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, v. 52, n. 3, p. 389-402, 1992.
- \_\_\_\_\_. *Likelihood based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P.; Shin, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159-187, 1992.
- Leuthold, R. M., Junkus, J. C., Cordier, J. E. *The theory and practice of futures markets*. Lexington Books, 1989 410p.
- Lien, D. D. The effect of the cointegration relationship on futures hedging: a note. *Journal of Futures Markets*, v. 16, n. 7, p. 773-780, 1996.
- Martits, L. A. *Avaliação do uso de derivativos agrícolas no Brasil: os fatores que determinam o sucesso ou fracasso dos contratos negociados na BM&F* 1998. 208p. Dissertação (Mestrado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- Mckenzie, A. M; Holt, M. T. *Market efficiency in agricultural futures markets*. In: 1998 American Agricultural Economics Association Annual Meeting in Salt Lake City. 1998. 14p.
- Perobelli, F. S; Mello, P. C. *Análise sobre eficiência em mercados futuros: uma comparação entre os contratos de algodão em pluma da BM&F e da NYBOT*. 2001. 72p. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Economia, Administração e Sociologia Rural, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Piracicaba.

Phillips, P. C. B.; Perron, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, p. 335-346, 1988.

Rochelle, T. C. P. Ferreira Filho, J. B. S. *Relações de preço no mercado de algodão em pluma e desenvolvimento do mercado futuro de algodão no Brasil*. 2000. Tese (Doutorado) - Departamento de Economia, Administração e Sociologia Rural, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Piracicaba.



# The predictive power of dollar-real call options implied volatility\*

Daniel Augusto Motta<sup>§</sup>

## RESUMO

Estudos empíricos anteriores ressaltam a relação entre eventos de estresse em mercados financeiros e volatilidade implícita em opções, indicando que grandes flutuações nos preços dos ativos financeiros seriam antecipadas por um aumento significativo na volatilidade implícita. Nesse artigo, testa-se o poder de previsão da volatilidade implícita em opções cambiais de compra com relação à forte desvalorização cambial no Brasil em janeiro de 1999. Além disso, analisa-se se a volatilidade implícita em opções cambiais de compra pode ser considerada como um melhor estimador de grandes flutuações comparativamente aos tradicionais modelos de séries de tempo. Finalmente, analisa-se a racionalidade no mercado nacional de derivativos.

**Palavras-chave:** crise cambial, volatilidade implícita, teste de causalidade de Granger, racionalidade.

## ABSTRACT

Previous empirical researches pointed out the relation between stress events in financial markets and implied volatility in option prices, indicating that large movements in asset prices would be preceded by significant increases in implied volatility. In this short paper, I will test the predictive power of US\$-R\$ call options implied volatility regarding the huge exchange rate devaluation in Brazil in January of 1999. Furthermore, I analyse the issue of whether US\$-R\$ call options implied volatility may be considered as a better estimator of large-magnitude returns than standard time series models. Finally, I analyse whether there is rationality in Brazilian derivatives market.

**Key words:** currency crisis, implied volatility, Granger causality test, rationality.

**JEL Classification .** F47, G13, G1

---

\* A previous version was presented at the *Primeiro Encontro Brasileiro de Finanças* on July 2001. I am in debt with Professors José Evaristo dos Santos, Frank de Jong and Pedro Valls Pereira for their helpful and clarifying suggestions. Furthermore, I gratefully acknowledge comments by three anonymous referees. As usual, I assume full responsibility for any remaining error in this paper.

§ Partner of Tectrain Consulting, MA in Financial Economics at FGV-EAESP and PhD student in Economics at USP. Recebido em setembro de 2001. Aceito em abril de 2002.

## 1 Introduction

In financial markets, the ability to predict second moments has been useful in several ways, such as financial risk control, asset management and hedging of derivative securities. Actually, since the usual assumption of standard risk management procedures regarding independently and identically normally distribution for asset returns generally does not hold, the ability to forecast and anticipate large movements in asset prices has been crucial to risk managers and traders. In particular, implied volatilities in option prices have been argued to contain powerful information about future volatility which is not captured by statistical models built upon past returns.

On one hand, Malz (2000) pointed out the predictive power of implied volatility models and the absence of additional information provided by historical volatility models. Jorion (1995), Xu and Taylor (1995), Christensen and Prabhala (1998) and Fleming (1998) concluded that implied volatilities are upward-biased estimators of future volatility, but outperform standard historical volatility models. Finally, Amin and Ng (1997) argued that implied volatility contains more information about future volatility than standard time-series models, but the explanatory power of implied volatilities is enhanced by the use of historical information.

On the other hand, Lamoureux and Lastrapes (1993), Canina and Figlewski (1993) and Day and Lewis (1992) found very disappointing results for implied volatility models, showing that implied volatility has no correlation with future volatility and it does not incorporate the information contained in recent observed volatility. Hull and White (1998) pointed out the predictive power of GARCH models in conjunction with historical simulation. Bates (1991, 2000) concluded that skew may be a more sensitive predictor of market stress than implied volatility. Finally, Bollen, Gray and Whaley (2000) argued that regime-switching models capture the dynamic of exchange rates better than alternative time-series models.

As regards to Brazil, Andrade and Tabak (2001) concluded that implied volatility in Dollar-Real call options obtained from a simple option pricing model, although an upward-biased estimator of future volatility, does provide information about volatility over the remaining life of the option which is not present in past returns.

Alternatively, implied volatility is also used as a credibility test of fixed-exchange rate regimes. Guimarães and Silva (2000) - using Merton (1976) option pricing model in substitution of traditional Black-Scholes (1973) option valuation formula - showed that expected exchange rate devaluation was significantly below the effective devaluation occurred in January of 1999. Besides, Campa, Chang and Refalo (1999) applied the implied probability density function

(PDF)<sup>1</sup> for expected future exchange rates, measuring the credibility of the crawling peg and target zone regimes governing the exchange rate.

This paper contributes to the growing literature on the use of call options to anticipate currency crisis, such as Rocha and Moreira (1998), Campa and Chang (1996) and Malz (1996), contrasting measures of devaluation risk not based on options, such as Münch (1998a, 1998b), Bertola and Svensson (1993) and Engel and Hamilton (1990).

Intuitively, given some market expectation regarding the inability of Central Bank of Brazil to sustain the exchange rate regime under growing speculative attacks, agents would hedge their exposure to exchange rate variability by operating with options on dollar-real future prices and, hence, the increasing implied volatility would anticipate huge future movements in dollar-real spot prices.

The main motivation of this research is simply to test whether implied volatility contains information about future large-magnitude returns. Specifically, the paper focuses on the predictive power of Dollar-Real calls implied volatility in anticipating Brazilian exchange rate crisis in January of 1999, applying Granger causality test. Furthermore, based on Wei and Frankel (1991), I analyse whether there is strong rationality (that is, implied volatility is an unbiased estimator of the subsequent realised exchange rate volatility) or weak rationality (that is, market participants can predict the direction of the change in exchange rate volatility) in Brazilian derivatives market.

## 2 Brazilian exchange rate crisis: some stylised facts

The Real Plan - introduced in December 1993 in Brazil - controlled inflationary process after the failure of previous plans based solely on wage and price controls, tax hikes and freezing of bank deposits. Basically, the plan directly addressed the problem of inflationary expectations, creating a new currency called Real, promoting the privatisation of state-owned enterprises, diminishing fiscal deficit and implement some institutional reforms. Certainly, exchange rate stabilisation was a fundamental part of Real Plan.<sup>2</sup>

---

1 See Ait-Sahalia and Lo (1998) for a nonparametric estimation of the PDF implicit in option prices. See also Hutchinson, Lo and Poggio (1994), Hansen and Jagannathan (1991) and Ross (1976) for the nonparametric estimation of alternative models.

2 See Fraga (2000) and Souza (2000) for a careful analysis of the Real Plan and the impact of recent exchange rate depreciation over Brazilian economy.

In practice, while announcing broader “maxibands”, the Central Bank followed a crawling peg system, in which the Real gradually depreciated, but remained within a “miniband” surrounding a depreciating central rate. In March 1999, upper (0,93 R\$/US\$) and lower (0,88 R\$/US\$) bands were established. Since then, they were adjusted on four occasions - June 22, 1995; January 30, 1996; February 18, 1997; January 19, 1998 -, allowing the Real to depreciate at a controlled rate.

However, the increased volatility generated by the turmoil in international financial markets with Asian crisis in July 1997 and Russian crisis in August 1998, coupled with the difficulty of Brazilian government in committing to some of the structural reforms, led to wide speculation on the viability of the Brazilian exchange rate regime.<sup>3</sup> After the beginning of some speculative attacks, the government announced another realignment of the maxibands on January 12, 1999. During the following date, after the Real depreciation above the upper of the new band, the government decided to abandon the system and to adopt a flexible exchange rate regime.

This paper aims to investigate the predictive power of dollar-real call option implied volatility in anticipating this huge exchange rate depreciation in 13<sup>th</sup> of January of 1999.

### 3 Data description and the calculus of implied volatility

The primary data of this study, provided by BM&F, are daily dollar-real future contracts and daily dollar-real call options close prices from 02 January 1998 to 12 December 1999. Dollar-real calls at BM&F are of the European style, and mature on the first business day of the corresponding month of expiration. Furthermore, the data set includes daily dollar-real spot prices (PTAX) and CDI interest rate both provided by the Central Bank of Brazil.

The time path of daily dollar-real spot price and daily dollar-real spot returns are shown in Graph 1 and Graph 2, respectively, in which the huge exchange rate depreciation of 13<sup>th</sup> of January 1999 is clearly evident. Naturally, before this exchange rate crisis, daily dollar-real spot prices were allowed to vary only within the exchange rate miniband for which daily returns were insignificantly small.

---

3 According to the classical Krugman (1979, 1991) speculative models, under fundamental inconsistencies between monetary and fiscal policies, speculative attacks on fixed exchange rate regimes or target zones are not only possible, but are inevitable. See Toledo (1999) for the application of these speculative models to Brazilian exchange rate crisis in January 1999. Alternatively, Obstfeld (1994) developed a model in which crisis result from the interaction of rational private economic actors and a government that pursues well-defined policy goals, and arbitrary expectational shifts can turn a fairly credible exchange-rate peg into a fragile one.



By using the prices of the dollar-real future contract expiring in the same day of the call option contract, implied volatility can be computed by numerically solving Black-Scholes (1973) formula for options on future contracts as suggested by Black (1976). Then, the implied volatility for an at-the money call option can be obtained by estimating the linear regression suggested by Mcbeth and Merville (1979).<sup>4</sup>

According to Andrade and Tabak (2001), it is important to select the closest-to-the-money call option for two main reasons.<sup>5</sup> First, using Garman and Kohlhagen (1983) model, it can be shown that under usual circumstances the closest-at-the-money option for each expiration date is the one whose price is more sensitive to the volatility of the underlying asset. Second, there is an apparent inconsistency of recovering a volatility forecast from an option pricing model of the Black-Scholes family, which assumes known and constant volatility.<sup>6</sup>

The implied volatility of daily dollar-real call options and the standard deviation of daily dollar-real spot prices are shown in Graph 3. Naturally, the time path of standard deviation of daily dollar-real spot prices before January 1999 is perfectly consistent with the depreciation rate adopted by the Central Bank of Brazil. Nevertheless, both the implied volatility and the standard deviation series abruptly increase by January 1999. Clearly, realised volatility is less volatile than implied volatility in option prices, which may be considered as empirical evidence that implied volatility models overpredict the magnitude of realised volatility.<sup>7</sup>

Table 1 summarises the descriptive statistics for both daily dollar-real spot price return (measured by the first difference of exchange rate level) and implied volatility in dollar-real call options.<sup>8</sup> Specifically, as shown in Graph 4, dollar-real spot price return has both skewness

---

4 See Poteshman (2000) for a careful analysis of the econometric methodology used in implied volatility models. See also Poon and Granger (2001) for an extensive review of volatility forecasting models based either on implied volatility in option prices and on historical price information.

5 I selected those call options with time to maturity higher or equal to six days.

6 According to Feinstein (1989), under assumption that volatility is uncorrelated to returns, linearity turns Black-Scholes implied volatility into a virtually unbiased estimator of future volatility for those options - considering the class of stochastic volatility option pricing models introduced by Hull and White (1987) - which assumes that either investors are indifferent towards volatility risk or risk is non-systematic.

7 Rationality tests will provide econometric support for this tendency of implied volatility to overpredict realised volatility. Actually, according to Poon and Granger (2001), this bias can be generalised as a common characteristic of implied volatility models.

8 I also perform the model with both dollar-real spot price returns and implied volatility in logarithmic, but it was not possible to obtain better econometric results.

and kurtosis. Jarque-Bera test rejects null hypothesis of normality for both dollar-real spot price return and implied volatility. Fortunately, non-stationarity in dollar-real spot price return is rejected by Augmented Dickey-Fuller test at 5% significance level.

#### 4 Granger causality approach

As suggested by Malz (2000), one way to test whether implied volatility foreshadows returns is to perform Granger causality tests. Briefly, a time series  $y$  is said to cause another time series  $x$  if past values of  $y$  help to predict the current value of  $x$ . In other words, according to Hamilton (1994), a variable  $y$  fails to Granger cause  $x$  if, for all  $s > 0$ , the mean squared error of a forecast of  $x_{t+s}$  based on  $(x_t, x_{t-1}, \dots)$  is the same as the MSE of a forecast of  $x_{t+s}$  that uses both  $(x_t, x_{t-1}, \dots)$  and  $(y_t, y_{t-1}, \dots)$ .<sup>9</sup> It follows that a standard test for causality is to set a lag length  $k$  and carry out the ordinary least squares regression:

$$x_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i y_{t-i} + \xi_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

and test the null hypothesis  $H_0: \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k = 0$ , that is,  $y$  fails to Granger cause  $x$ . The test can be performed by running a second OLS regression:

$$x_t = \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + v_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Under  $H_0: \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k = 0$ , the test variable

$$\lambda(x, y) = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2 - \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_t^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\xi}_t^2} \left( \frac{T - 2k - 1}{k} \right) \quad (3)$$

9 For further aspects of Granger causality tests, see also Maddala and Kim (1998), Geweke, Meese and Dent (1983), Pierce and Haugh (1977) and Granger (1969). According to Greene (1997), there is an essential complication in these causality tests since there is no theory behind the formulation, that is, the tests are predicted on a model that may, in fact, be missing either intervening variables or additional lagged effects that should be present but are not.

has an asymptotic  $F(k, T-2k-1)$  distribution as  $T \rightarrow \infty$ , where  $\hat{\xi}_t$  and  $\hat{v}_t$  are the residuals from the linear regressions (1) and (2), respectively. If  $\lambda(x,y)$  exceeds the critical value of the  $F$  distribution for the specified confidence level,  $H_0$  is rejected. Intuitively, as pointed out by Malz (2000), if including past values of  $y$  significantly improves a forecast of  $x$ ,  $\lambda(x,y)$  will be large and the hypothesis that  $y$  fails to Granger cause  $x$  is rejected.

As suggested by Malz (2000), I assumed adjustments occurs within one trading week, since markets react extremely quickly to arriving news events, but not to expectations about future events.<sup>10</sup> Thus, the unrestricted regression equation estimated is the following:

$$r_t^2 = \pi + \sum_{i=1}^5 \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^5 \beta_i \sigma_{t-i} + u_t \quad (4)$$

where  $r_t$  denotes the return from time  $t-1$  to  $t$ , and  $\sigma_t$  the time  $t$  at-the-money implied volatility. The null hypothesis is that of non-causality, that is,  $\beta_i = 0, i = 1, \dots, 5$ . Naturally, if the null hypothesis is rejected, it is evidence that implied volatility does cause  $r_t^2$ <sup>11</sup>

Furthermore, in order to investigate whether implied volatility is a better predictor of large-magnitude returns than historical volatility, I perform the unrestricted regression using historical volatility rather than implied volatility:

$$r_t^2 = \pi + \sum_{i=1}^5 \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^5 \beta_i v_{t-i} + u_t \quad (5),$$

where  $v_t = \sqrt{\frac{1}{250} \sum_{i=1}^{250} r_{t+1-i}^2}$

10 In fact, the performance of the model could not be significantly improved by incorporating additional lags.

11 According to Malz (2000), by using squared returns, it is possible to focus the analysis on kurtosis instead of skewness, which implies that positive and negative large price movements are equally modelled.

Alternatively, since the *RiskMetrics* methodology using an exponentially-weighted moving average (EWMA) model<sup>12</sup> has been argued to be a superior predictor of near-term volatility to equally-weighted volatility estimates, I perform the following unrestricted regression:

$$r_t^2 = \pi + \sum_{i=1}^5 \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^5 \beta_i v_{RM,t-i} + u_t \quad (6),$$

where,  $v_{RM,t} = \sqrt{\sum_{i=1}^{250} \delta^{t-i} r_{t+1-i}^2}$  and  $\delta = 0,94$

The econometric results<sup>13</sup> are presented in Table 3. Clearly, based on AIC and BIC criteria, implied volatility model does provide better results than equally-weighted and exponentially-weighted moving average models. However, as shown in Table 2, implied volatility fails to Granger cause daily dollar-real spot price returns.<sup>14</sup>

Finally, in order to analyse whether EWMA volatilities provide incremental information over implied volatility model, I perform the following unrestricted equation containing both lagged implied volatilities and lagged *RiskMetrics* volatilities:

$$r_t^2 = \pi + \sum_{i=1}^5 \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^5 \beta_i v_{RM,t-i} + \sum_{i=1}^5 \gamma_i \sigma_{t-i} + u_t \quad (7)$$

The results in Table 4 indicate that EWMA estimates provide little incremental information over implied volatility estimates, since coefficients are almost identical and both AIC and BIC criteria are higher than estimates of implied volatility model.

12 According to Malz (2000), EWMA models are closely related to GARCH models, but computationally simpler. See the seminal paper of Bollerslev (1986), in which it is interestingly argued that the econometric structure of GARCH models would correspond to some sort of adaptive learning mechanism.

13 Newey and West (1987) covariance matrix was used to correct for heteroskedasticity.

14 Granger causality test can only provide truthful results if series are white noise. On contrary, one should perform cointegration analysis between both series. Fortunately, as shown in Table 1, dollar-real spot price returns are stationary based on Augmented D-F test.

Therefore, it might be concluded that implied volatility model is superior to historical price information models and that exponentially-weighted moving average model does not provide incremental information over implied volatility. Actually, these results are aligned with international evidence in support of implied volatility models. Poon and Granger (2001) pointed out that implied volatility model does provide more accurate volatility forecasts than historical price information models, although Black-Scholes formula does not allow for important statistical features of asset prices such as stochastic volatility, volatility and price jumps, mean reversion in price and volatility and tail thickness. Malz (2000) also found empirical evidence in support of implied volatility models for several exchange rate markets, suggesting a warning signal for stress events based on implied volatility dynamics.<sup>15</sup>

However, based on Table 2 and Table 3, the implied volatility model has some shortcomings such as negative coefficients for some lagged variables and the absence of Granger causality between implied volatility and realised exchange rate volatility. Furthermore, according to the Chow test presented in Table 2, there is no evidence of a structural break in 13<sup>th</sup> January 1999 despite the huge exchange rate devaluation shown in Graph 1 and Graph 2.

## 5 Strong rationality versus weak rationality

Based on Granger causality test developed in last section, one could erroneously conclude that implied volatility contains no predictive power regarding future realised exchange rate volatility. In fact, following Wei and Frankel (1991), it is fundamental to distinguish between strong rationality and weak rationality. The strong rationality hypothesis tested is that market-anticipated standard deviation is an unbiased estimator of the subsequent realised one, that is, the market not only get the direction of change correctly, but also get the magnitude of change correctly on average. On the other hand, the weak rationality simply requires that market participants are forward-looking and can predict the direction of the change in exchange rate volatility.

To test the null hypothesis of strong rationality for the implied volatility model, I perform the Wald test for coefficient restrictions.<sup>16</sup> Specifically, defining the null hypothesis as vector  $\beta=1$ ,

---

15 Actually, there is an international controversy regarding whether implied volatility is indeed superior to historical simulation models. Figlewski (1997), for instance, argues that frictions in the market such as bid-ask spread, non-continuous trading and serial correlation will cause the observed transaction price to differ from the equilibrium market price and, consequently, implied volatility in option prices would be biased.

16 See Greene (1997) for further technical details of Wald test for coefficient restrictions.

I test whether implied volatility is an unbiased predictor of future realised exchange rate volatility.<sup>17</sup> As shown in Table 2, the null hypothesis is rejected at 5% level and the estimates are all smaller than one, suggesting that market participants tend to overpredict the magnitude of volatility. Therefore, implied volatility is a biased predictor of realised exchange rate volatility.

However, there are two main shortcomings that could invalidate the test. First the error term may not be white-noise, since option contracts with overlapping time to maturity would cause serial correlation. To overcome this problem, observations with overlapping horizons were excluded before the Wald test reported in Table 2. Second, the error term in equation (4) may not have a normal distribution. The Jarque-Bera test, reported in Table 5, rejects the null hypothesis of normality for OLS residuals. Besides, both skewness and kurtosis are significantly different from the respective values under normal distribution.<sup>18</sup>

Naturally, it would be disturbing to conclude that market participants are so foolish that their volatility forecasts are completely irrelevant to subsequent realised volatility. Thus, I analyse a weaker version of rationality, which requires that traders are forward-looking and can predict the direction of the change in exchange rate volatility. I performed the non-parametric test developed by Henriksson and Merton (1981) which is robust even in the presence of non-normality of residuals and non-stationarity of conditional probabilities over time. The null hypothesis is that the implied volatility in option prices is useless as a forecast of the future exchange rate volatility, that is, the implied volatility model fails to beat the random walk (which predicts that the expected change is always zero) as a description of realised volatility.

Let  $p_1$  be the conditional probability of making successful forecast when the realised standard deviation in the subsequent period decreases or does not change, and  $p_2$  the conditional probability of making successful forecast when the realised standard deviation increases. That is,  $p_1 = P[\Delta\sigma \leq 0 | \Delta r^2 \leq 0]$  and  $p_2 = P[\Delta\sigma > 0 | \Delta r^2 > 0]$ . Furthermore, let  $n_1$  be the number of times  $\Delta r^2 \leq 0$  and  $n_2$  the number of times  $\Delta r^2 > 0$ . Naturally,  $N = n_1 + n_2$  is the total sample size. Then, let  $m_1$  be the number of successful forecasts in the sample when  $\Delta r^2 \leq 0$  and  $m_2$  the number of unsuccessful forecasts when  $\Delta r^2 > 0$ . It follows that  $M = m_1 + m_2$  is the total number of times  $\Delta\sigma \leq 0$  in the entire sample. By definition,  $p_1 = E(m_1/n_1)$  and  $p_2 = 1 - E(m_2/n_2)$

17 I also performed a less conservative Wald test defining the following null hypothesis: vector  $\alpha = \pi = 0$  and vector  $\beta = 1$ . Once more, as shown in Table 2, the null hypothesis is rejected at 5% level.

18 Furthermore, as pointed out by Christensen *et al.* (2002), telescoping overlap problem in options data can invalidate the strong rationality test.

According to Henriksson and Merton (1981), a necessary and sufficient condition for the market's forecast to be useless is that  $p_1 + p_2 = 1$ , since a random walk process would have  $p_1=1$  and  $p_2=0$ . Under the null hypothesis  $p_1 + p_2 = 1$ ,  $p_1 = E(m_1/n_1) = E(m_2/n_2)$ . It follows that the probability distribution for  $m_1$  has the form of a hypergeometric distribution and is independent of both  $p_1$  and  $p_2$ .

$$P(m_1 = x | n_1, n_2, M) = \frac{\binom{n_1}{x} \binom{n_2}{M-x}}{\binom{N}{M}} \quad (8)$$

Fortunately, a normal distribution approximation is possible for the hypergeometric distribution by using the mean and the variance of the hypergeometric distribution, both indicated in Table 6. Once more, I exclude option contracts with overlapping maturity time. As shown in Table 6, the required  $m_1$  to reject the null hypothesis is equal to 136, when a normal approximation is used to compute the test statistic. Since the actual value of  $m_1$  is 139, the null hypothesis that implied volatility is useless is rejected at 5% level.

Therefore, even though the strong version of rationality is rejected by parametric regression method, the weaker version of rationality based on a non-parametric test is not rejected. As suggested by Wei and Frankel (1991), market participants could improve their forecasts of future realised volatility by putting more weight on the long-run average.

## 6 Conclusions

This paper contributes to the growing literature about the predictive power of implied volatility in anticipating large price movements, contrasting alternative models based on past returns such as EWMA and historical simulation models. As pointed out by Andersen and Bollerslev (1998), the choice among implied volatility or models built on past returns reflects the controversial econometric debate between time series analysis and structural econometric models.<sup>19</sup>

19 According to Hamilton (1994), structural econometric analysis requires much stronger assumptions about the relation between  $x$  and  $y$ , while time series analysis simply requires that the process should be ergodic for second moments. The difference arises because structural models seek the effect of  $x$  on  $y$ , and time series analysis only concern is forecasting, for which it does not matter whether it  $x$  that causes  $y$  or  $y$  that causes  $x$ . However, when the moments of the data have changed over time in fundamental ways, assumptions regarding covariance-stationary and ergodic are not valid and, hence, better forecasts can emerge from careful structural analysis.

I have presented some empirical evidence regarding Brazilian exchange rate crisis, which indicates implied volatility as a superior predictor of daily dollar-real spot price movements, based on AIC and BIC criteria, in comparison with equally-weighted and exponentially-weighted moving average volatility models. However, the implied volatility model presented some shortcomings such as negative coefficients for some lagged exogenous variables and the absence of Granger causality between implied volatility and realised exchange rate volatility.

Then, I analyse whether there is strong or weak rationality in Brazilian derivatives market. Although the strong version (that is, the market not only get the direction of change correctly, but also get the magnitude of change correctly on average) was rejected by the Wald test, the weak rationality (that is, market participants are forward-looking and can predict the direction of the change in exchange rate volatility) was supported by a non-parametric test based on normal approximation of a hypergeometric distribution.

The main conclusion of this paper is that implied volatility does help traders to anticipate future exchange rate volatility, although implied volatility is an upward-biased estimator and does not Granger cause realised exchange rate volatility.

Finally, before concluding that the rejection of both Granger causality and strong rationality could be illustrating either some kind of inefficiency regarding Brazilian derivatives market or the credibility of Brazilian exchange rate regime despite all external and internal adverse shocks until 13<sup>th</sup> January 1999, one should ask whether traders in Brazilian financial markets were hedging their exposure to exchange rate variability by really operating with dollar-real option contracts. Actually, as shown in Graph 5, the traded volume of Brazilian government bonds linked to dollar (mainly, NBC-E and NTN-D) were systematically higher than the accumulated traded volume of dollar-real option contracts, except for January 1999. Thus, the unsatisfactory performance of implied volatility model in anticipating realised exchange rate volatility may be an evidence of the predominance of Brazilian government bonds linked to dollar over dollar-real call options as a hedge instrument for exposure to exchange rate variability.<sup>20</sup>

Concluding, regime-switching models such as suggested by Bollen, Gray and Whaley (2000), Andersen *et al.* (2001) and Pereira and Almeida (2001) definitely constitute a great avenue for further developments.<sup>21</sup> Furthermore, as pointed out by Christensen (2002), im-

---

20 I am grateful to Frederico Turolla and José Luciano da Costa for this important insight.

21 Although there is no empirical evidence of structural break based on Chow test, which is less robust than regime-switching models. This comparative analysis is out of the scope of this paper.



plied volatility series usually present a telescoping overlap problem, which might be solved by using GMM approach as suggested by Chernov (2001). Alternatively, West and Cho (1994) suggest univariate non-parametric volatility forecasting models. Finally, as suggested by Campa, Chang and Refalo (1999) and performed by Wei and Frankel (1991), it would be useful to examine multivariate models that incorporate correlation structure across different assets, different countries and across time.

## References

- Ait-Sahalia, Y.; Lo, A. W. Nonparametric estimation of state-price densities implicit in financial asset prices. *Journal of Finance*, v. 53, n. 2, p. 499-547, 1998.
- Amin, K., Ng, V. Inferring future volatility from the information in implied volatility in eurodollar options: a new approach. *Review of Financial Studies*, 10, p. 333-67, 1997
- Andersen, T. G.; Bollerslev, T.; Diebold, F. X., Labys, P. Modelling and forecasting realized volatility. Wharton University, Financial Institutions Center, *Working Paper*, 2001.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T. Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International Economic Review*, v. 39, n. 4, p. 885-905, 1998.
- Andrade, S. C. de; Tabak, B. M. Is it worth tracking dollar/real implied volatility? Banco Central do Brasil, *Working Paper 15*, March 2001.
- Bates, D. S. The crash of '87: was it expected? The evidence from options markets. *Journal of Finance*, v. 46, n. 3, p. 1009-44, 1991.
- \_\_\_\_\_. Post-'87 crash fears in the S&P 500 futures options market. *Journal of Econometrics*, 94, p. 181-238, 2000.
- Bertola, G.; Svensson, L. E. O. Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target-zone models. *American Economic Review*, 82, p. 520-36, 1993.
- Black, F., Scholes. The valuation of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81, p. 307-27, 1973.
- Black, F. Fact and fantasy in the use of options. *Financial Analysts Journal*, p. 36-72, Aug. 1976.
- Bollen, N. P. B., Gray, S. F., Whaley, R. E. Regime switching in foreign exchange rates: evidence from currency option prices. *Journal of Econometrics*, 94, p. 239-76, 2000.

- Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, p. 307-27, 1986.
- Campa, J. M., Chang, P. H. K. The forecasting ability of correlations implied in foreign exchange options. *Journal of International Money and Finance*, 17, p. 855-80, 1998.
- Campa, J. M., Chang, P. H. K., Refalo, J. F. An options-based analysis of emerging market exchange rate expectations: Brazil's Real Plan, 1994-1999. NBER, *Working Paper 6929*, 1999.
- Canina, L.; Figlewski, S. The informational content of implied volatility. *Review of Financial Studies*, 6, p. 659-81, 1993.
- Chernov. Implied volatility as forecasts of future volatility, time varying risk premia and returns variability. *Columbia Business School Working Paper*, 2001.
- Christensen, B. J., Hansen, C. H., Prabhala, N. R. *The telescoping overlap problem in options data*. Atlanta: American Finance Association, 2002.
- Christensen, B. J., Prabhala, N. R. The relation between implied and realized volatility. *Journal of Financial Economics*, 50, p. 125-50, 1998.
- Day, T., Lewis, C. Stock market volatility and the information content of stock index options. *Journal of Econometrics*, 52, p. 267-87, 1992.
- Engel, C., Hamilton, J. D. Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it? *American Economic Review*, v. 80, n. 4, p. 689-713, 1990.
- Feinstein, S. The Black-Scholes formula is nearly linear in  $s$  for at-the-money options; therefore implied volatilities from at-the-money options are virtually unbiased. Federal Reserve Bank of Atlanta, *Working Paper*, 1989.
- Figlewski, S. Forecasting volatility using historical data. New York University, *Financial Markets, Institutions and Instruments*, v. 13, n. 1, 1997
- Fleming, J. The quality of market volatility forecasts implied by S&P 100 index option prices. *Journal of Empirical Finance*, 5, p. 317-45, 1998.
- Fraga, A. Monetary policy during the transition to a floating exchange rate: Brazil's recent experience. Finance Development, *IMF Publication Services*, v. 37, n. 1, 2000.
- Garman, M. B., Kohlhagen, S. Foreign currency option values. *Journal of International Money and Finance*, 2, p. 231-38, 1983.

- Geweke, J., Meese, R., Dent, W. Comparing alternative tests of causality in temporal systems: analytic results and experimental evidence. *Journal of Econometrics*, 21, p. 161-94, 1983.
- Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, p. 424-38, 1969.
- Greene, W. H. *Econometric analysis*. Third Edition. 1997.
- Guimarães, B. V., Silva, M. E. *A possibilidade de saltos no câmbio implícita nos prêmios das opções*. 2000. Mimeografado.
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- Hansen, L. P.; Jagannathan, R. Implications of security market data for models of dynamic economies. *Journal of Political Economy*, 99, p. 225-62, 1991.
- Henriksson, R., Merton, R. On market timing and investment performance - statistical procedures for evaluating forecasting skills. *Journal of Business*, v. 54, n. 4, 1981.
- Hull, J., White, A. The pricing of options on assets with stochastic volatilities. *Journal of Finance*, v. 5, n. 2, p. 281-300, 1987
- \_\_\_\_\_ Incorporating volatility updating into the historical simulation method for value-at-risk, *Journal of Risk*, v. 1, n. 1, p. 5-19, 1998.
- Hutchinson, J. M., Lo, A. W., Poggio, T. A nonparametric approach to the pricing and hedging of derivative securities via learning networks. *Journal of Finance*, 49, p. 851-89, 1994.
- Jorion, P. Predicting volatility in the foreign exchange market. *Journal of Finance*, v. 1, n. 2, p. 507-28, 1995.
- Krugman, P. R. A model of balance of payments crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, p. 311-25, August 1979
- \_\_\_\_\_ Target zones and exchange rate dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, 116, p. 669-82, August 1991.
- Lamoureux, C., Lastrapes, W. Forecasting stock return variance: toward an understanding of stochastic implied volatilities. *Review of Financial Studies*, 6, p. 293-326, 1993.
- Maddala, G. S., Kim, I. M. *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge University Press, 1998.

- Malz, A. Option-based estimates of the probability distribution of exchange rates and currency excess returns. Federal Reserve Bank of New York, *Working Paper*, 1996.
- \_\_\_\_\_ Do implied volatilities provide early warning of market stress? *RiskMetrics Journal*, 1, p. 41-60, 2000.
- McBeth, J. D., Merville, L. J. An empirical examination of the Black-Scholes call option pricing model. *Journal of Finance*, v. 34, n. 5, p. 1173-86, 1979
- Merton, R. C. Option pricing when underlying stock returns are discontinuous. *Journal of Financial Economics*, 3, p. 125-44, 1976.
- Münch, I. P. *Bandas de câmbio, expectativas de desvalorização, volatilidade e crescimento econômico: uma análise comparativa entre o Brasil e outros países emergentes*. 1988a. Tese (Doutorado em Economia) Fundação Getúlio Vargas.
- \_\_\_\_\_ *Bandas de câmbio e expectativas de desvalorização: um teste de credibilidade aplicado a Brasil, México, Rússia, Venezuela, Tailândia e Hong Kong*. *Revista Brasileira de Economia*, v. 52, n. 4, p. 637-73, 1998b.
- Newey, W. K., West, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3, p. 703-8, 1987.
- Obstfeld, M. The logic of currency crises. Banque de France, *Cahiers Economiques et Monétaires*, 43, p. 189-213, 1994.
- Pereira, P. V., Almeida, N. M. *Modelos de mudança de regime: uma aplicação em finanças empíricas*. Primeiro Encontro Brasileiro de Finanças, 2001.
- Pierce, D. A., Haugh, L. D. Causality in temporal systems: characterization and a survey. *Journal of Econometrics*, 5, p. 265-93, 1977
- Poon, S. H.; Granger, C. Forecasting financial market volatility - a review. *SSRN Working Paper*, June, 2001.
- Poteshman, A. M. Forecasting future volatility from option prices. *SSRN Working Paper*, December 2000.
- Rocha, K. M. C., Moreira, A. R. B. Credibilidade da política cambial e as opções cambiais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 3, p. 509-30, 1998.
- Ross, S. Options and efficiency. *Quarterly Journal of Economics*, 90, p. 75-89, 1976.

Souza, A. M. Os efeitos de uma desvalorização cambial para uma economia aberta. FEA-USP, *Monografia*, 2000.

Toledo, J. E. C. de. Políticas econômicas e estabilização no Plano Real. *Revista de Economia Aplicada*, v. 3, n. Especial Plano Real, p. 61-77, março 1999.

Wei, S. J., Frankel, J. A. Are option-implied forecasts of exchange rate volatility excessively variable? NBER, *Working Paper 3910*, 1991.

West, K. D., Cho, D. The predictive ability of several models of exchange rate volatility. NBER, *Working Paper 152*, 1994.

Xu, X., Taylor, S. J. Conditional volatility and the informational efficiency of the PHLX currency options market. *Journal of Banking & Finance*, 19, p. 803-21, 1995.

## Appendix

**Table 1**  
**Basic Descriptive Statistics**

	Exchange Rate (level)	Exchange Rate (first difference)	Implied Volatility
Range	490	466	467
Missing Values	30	54	53
Mean	1.4856349	0.00104020627103	0.01057997085572
Standard Deviation	0.3467837	0.01223405394888	0.01534546441124
Minimum	1.11650	-0.0844281495	0.00068351927
Maximum	2.13470	0.0891719745	0.18717244271
Skewness*	0.216 (0.110)	2.094 (0.113)	
7.000 (0.113)			
Kurtosis*	-1.783 (0.220)	24.555 (0.226)	63.229 (0.225)
ADF test	-2.630323760	-7.912843246**	-0.621204943
Jarque-Bera****	68.24090 ***	13450.75***	75160.1 ***

Notes: \*The numbers in brackets denote the standard deviation of skewness and kurtosis, respectively.

\*\* Null hypothesis of unit root rejected at 5%.

\*\*\* Null hypothesis of normality rejected at 5%.

\*\*\*\* Jarque-Bera statistic =  $T \{ [S^2/6] + [(K-3)^2/24] \}$ , where T is the sample size, S the skewness and K the kurtosis. Under null hypothesis of normality, the test has a chi-square distribution with 2 degrees of freedom. The critical value at 5% level is 5.991. The critical values of S and K to reject the null hypothesis of normality at 5% level are 0.05207 and 4.0414, respectively.

**Table 2**  
**Statistical Tests for Implied Volatility Model**

Granger causality test (five lags included)				
Null Hypothesis	Range	F-Statistic	Probability	
Implied Volatility does not Granger cause Realised Exchange Rate Volatility	268	3.70606 *	0.00295	
Chow breakpoint test ( 13 <sup>th</sup> January 1999)				
	F-statistic	Probability	Log-likelihood ratio	Probability
	1.162264**	0.313883427	13.55394	0.258665436
Wald test ***				
(Ho: $\beta = 1$ )				
	F-statistic	Probability	Chi-square	Probability
	877681.494	0.0000	438840.747	0.0000
(Ho: $\pi = \alpha = 0$ ; $\beta = 1$ )				
	F-statistic	Probability	Chi-square	Probability
	241667.6508	0.0000	2658344.1589	0.0000

Notes: \* Null hypothesis that implied volatility does not Granger cause Realised volatility not rejected at 5%

\*\* Null hypothesis of no structural break at 13<sup>th</sup> January 1999 not rejected at 5%

\*\*\* Both coefficient restrictions rejected at 5%.

**Table 3**  
**OLS Estimates of Alternative Volatility Forecasting Models**

Variable	Implied Volatility		Equally-weighted volatility		EWMA	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constant term	35526.29	0.567530	71537.16	1.254419	65326.12	0.3743
RETSQEXCH(-1)	-0.013280	-0.211070	-0.006401	-0.120314	0.005687	0.9190
RETSQEXCH(-2)	0.479904	6.622081	0.207073	3.934479	0.224284	0.0001
RETSQEXCH(-3)	0.455145	4.421991	0.434344	8.973805	0.457653	0.0000
RETSQEXCH(-4)	-0.456569	-4.193916	0.120716	2.299378	0.103418	0.0647
RETSQEXCH(-5)	-0.108223	-0.814975	-0.131206	-2.488950	-0.153913	0.0065
VOL(-1)	0.024351	3.422755				
VOL(-2)	0.000451	0.057023				
VOL(-3)	-0.014025	-1.644634				
VOL(-4)	-0.012795	-1.543268				
VOL(-5)	0.005412	0.675908				
RAIZ(-1)			-0.387386	0.6987		
RAIZ(-2)			1.077603	0.2820		
RAIZ(-3)			0.328690	0.7426		
RAIZ(-4)			-1.403116	0.1615		
RAIZ(-5)			0.137958	0.8904		
RAIZRM(-1)					-1.784928	0.0752
RAIZRM(-2)					0.057781	0.9540
RAIZRM(-3)					0.267193	0.7895
RAIZRM(-4)					1.087338	0.2777
RAIZRM(-5)					0.529035	0.5971
Adjusted R-squared	0.482453	0.254815		0.277226		
Akaike info criterion (AIC)	29.22405	29.93682		30.01464		
Schwarz criterion (BIC)		29.36834	30.05532		30.14016	

**Table 4**  
**Does EWMA Provide Incremental Information Over Implied Volatility Model?**

Variable	Implied Volatility		EWMA and Implied Volatility	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constant term	35526.29	0.567530	40704.12	0.603618
RETSQEXCH(-1)	-0.013280	-0.211070	-0.019174	-0.284147
RETSQEXCH(-2)	0.479904	6.622081	0.464807	5.884826
RETSQEXCH(-3)	0.455145	4.421991	0.426208	3.751796
RETSQEXCH(-4)	-0.456569	-4.193916	-0.477964	-3.974696
RETSQEXCH(-5)	-0.108223	-0.814975	-0.092750	-0.650536
VOL(-1)	0.024351	3.422755	0.026355	3.334109
VOL(-2)	0.000451	0.057023	0.001450	0.165709
VOL(-3)	-0.014025	-1.644634	-0.013722	-1.458690
VOL(-4)	-0.012795	-1.543268	-0.012230	-1.296822
VOL(-5)	0.005412	0.675908	0.005951	0.674964
RAIZRM(-1)			0.000187	0.105235
RAIZRM(-2)			0.000415	0.251385
RAIZRM(-3)			-0.000776	-0.465504
RAIZRM(-4)			-0.001075	-0.694897
RAIZRM(-5)			0.000751	0.511607
Adjusted R-squared	0.482453	0.473424		
Akaike info criterion (AIC)	29.22405	29.34885		
Schwarz criterion (BIC)	29.36834	29.57231		

**Table 5**  
**Properties of the OLS Estimates for Implied Volatility Model**

Residuals from the OLS regression (4)	
Mean	-2.361037700936
Standard deviation	0.5166101992148
Skewness	12.38482791534 (0.14)
Kurtosis	185.0386021226 (0.29)
Jarque-Bera	386574.0 *

Note: \* Null hypothesis of normality rejected at 5% level.



**Table 6**  
**Non-parametric Test for Implied Volatility Model**

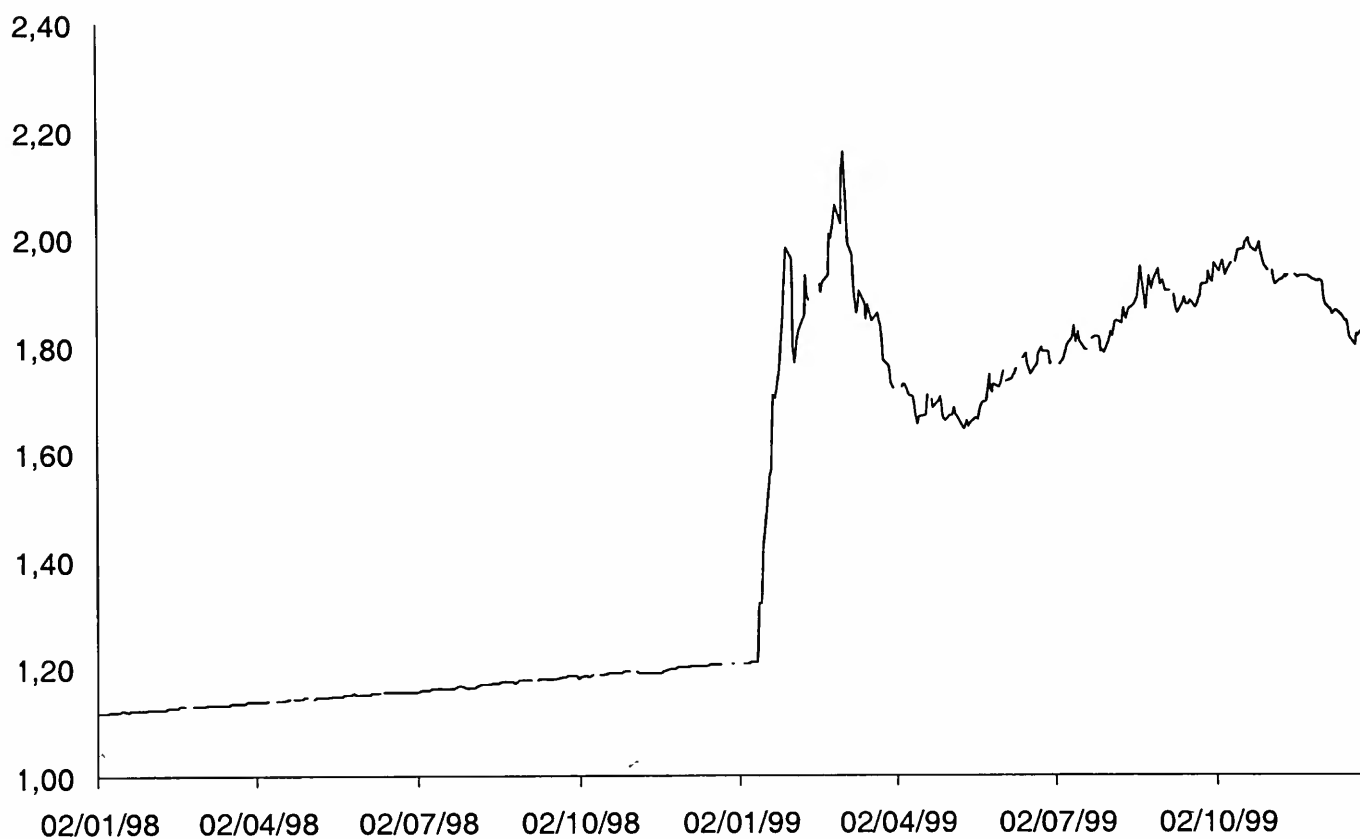
Ho : $p_1+p_2=1$ (implied volatility is useless as predictor of realised exchange rate volatility)									
N	n1	n2	M	m1	m2	$p_1+p_2$	m1 needed to reject Ho	Cut-off value (95%)	
349	230	119	197	139	58	1.11695 **	136*	1.65 ***	

Notes: \* Null hypothesis that market's forecast is useless is rejected at 5% level.

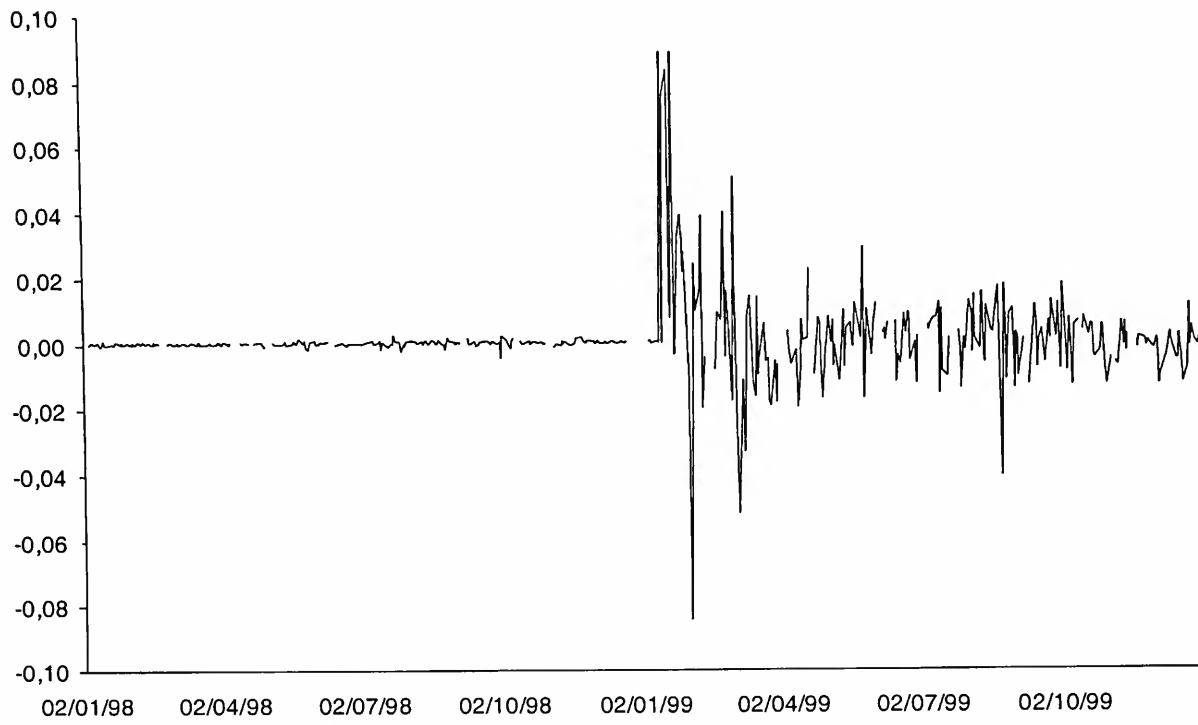
\*\* Point estimate of  $(p_1+p_2) = (m_1/n_1) + (n_2-m_2)/n_2$

\*\*\*  $m_1$  needed to reject Ho =  $1.65 * s(m_1) + E(m_1)$ , where:  $E(m_1) = M.n_1/N$  and  $s^2(m_1) = \{[m_1.n_1.n_2.(N-M)]/[N^2(N-1)]\}$

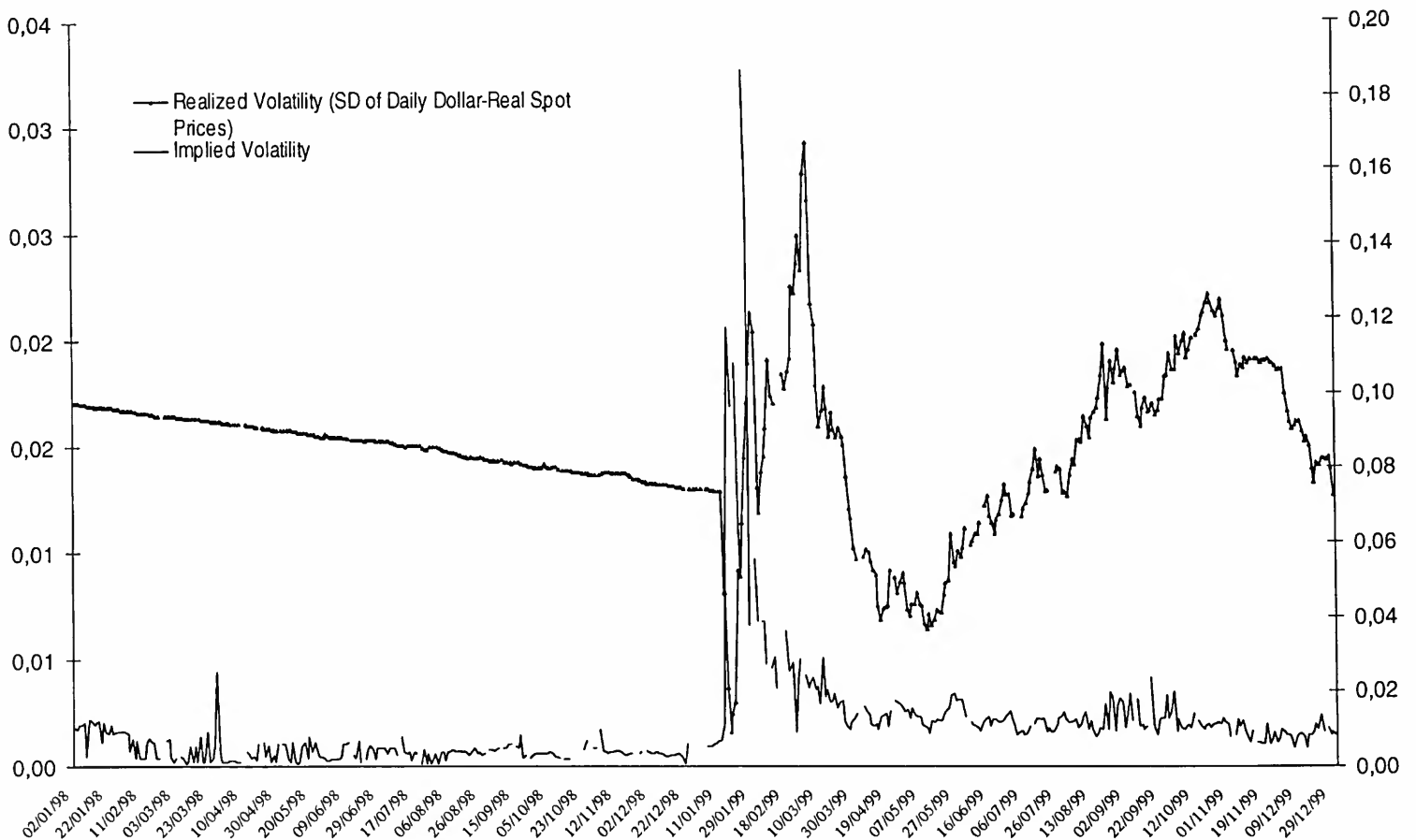
**Graph 1**  
**Time Path of Daily Dollar-Real Spot Price**



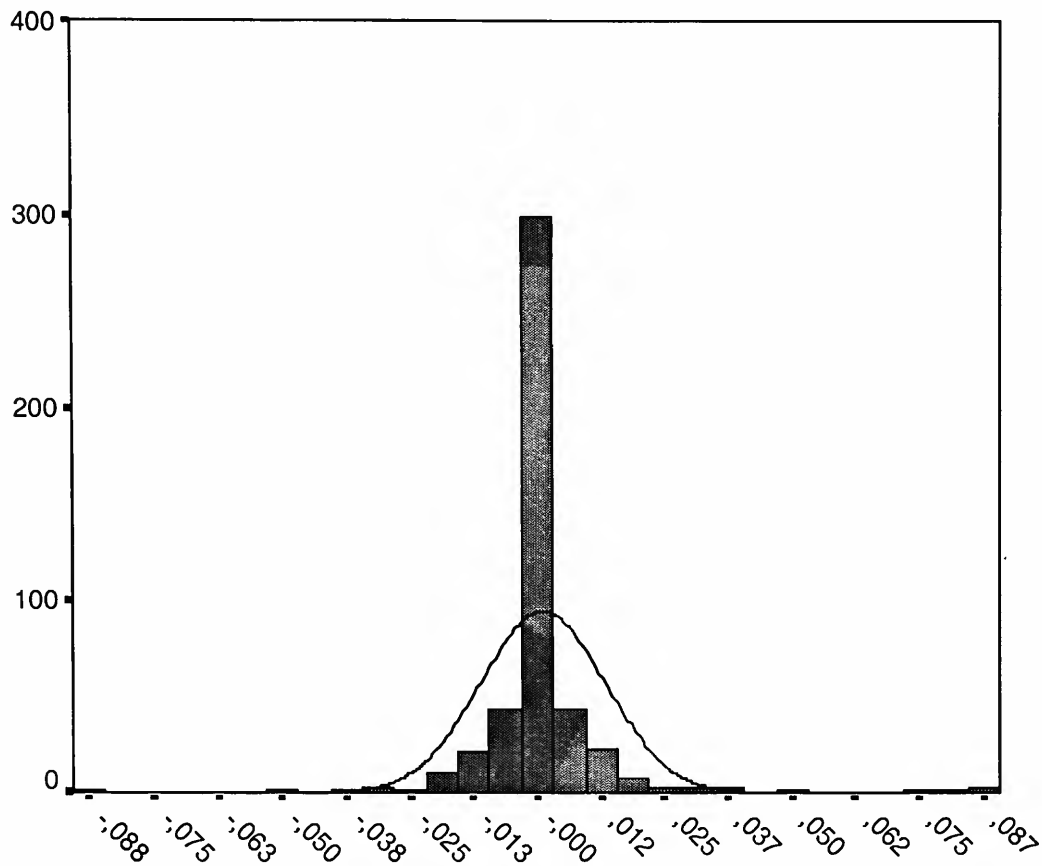
**Graph 2**  
**Time Path of Daily Dollar-Real Spot Price Returns**



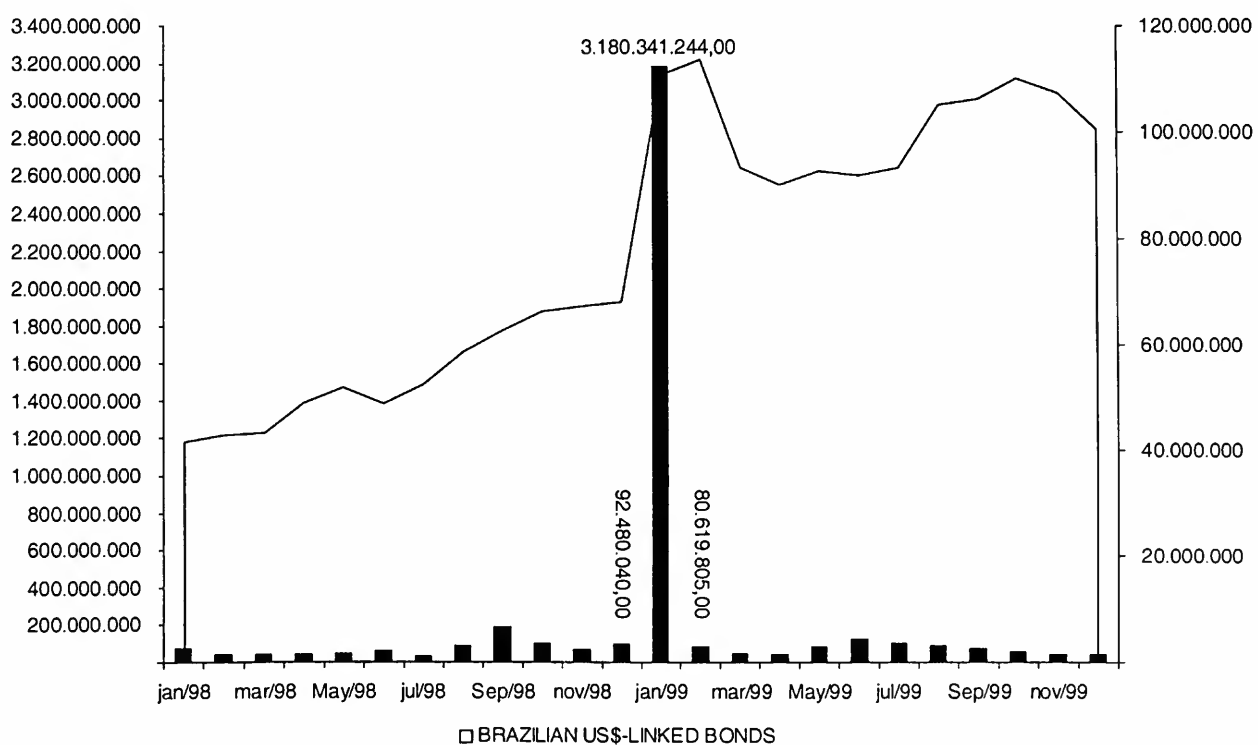
**Graph 3**  
**Implied Volatility Versus Realized Volatility for Daily Dollar-Real Call Option**



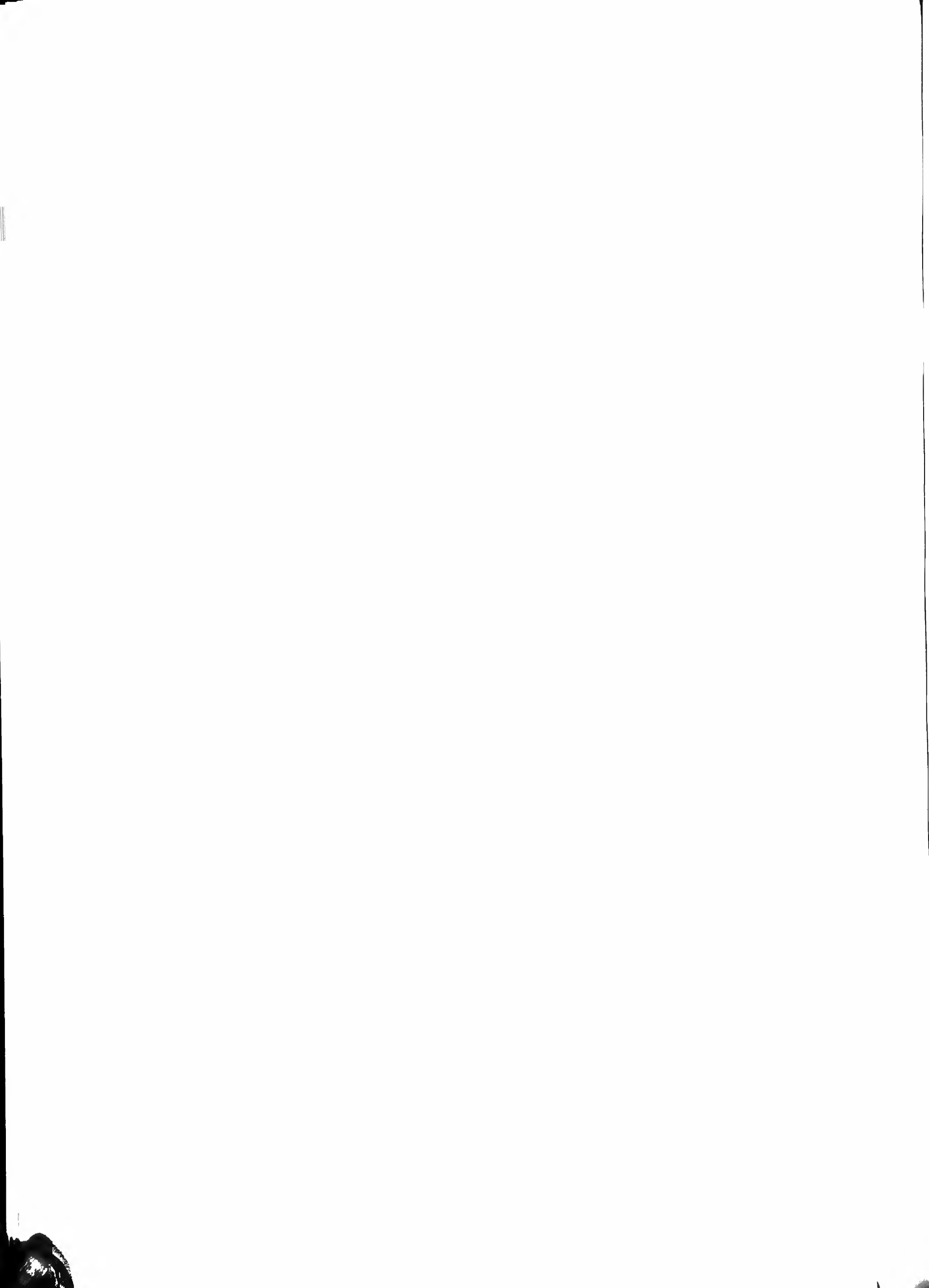
**Graph 4**  
**Histogram of Daily Dollar-Real Spot Price Returns**



**Graph 5**  
**Dollar-Real Call Options Versus US\$-Linked Brazilian Government Bonds (R\$)**



Source: Central Bank of Brazil and BM&F.



## **Ainda os modelos GARCH\***

Rodrigo De Losso da Silveira Bueno<sup>§</sup>

### **RESUMO**

Este artigo resume de maneira sistemática a vasta literatura sobre modelos GARCH. Trata-se de uma compilação sobre o assunto, com a intenção de divulgar e difundir tais modelos para aqueles fluentes na língua portuguesa. Estende-se os modelos GARCH em relação à introdução feita por Issler (1999) em duas dimensões: generalizando a especificação univariada e também apresentando os modelos multivariados.

**Palavras-chave:** Modelos GARCH.

### **ABSTRACT**

This article summarizes the huge literature on GARCH Models. It is a survey on this subject to spread those models throughout the Portuguese readers. Issler (1999) briefly introduces univariate GARCH models, and provides results of several Brazilian univariate financial series. We extend such study in terms of specification of the univariate model and by presenting the Multivariate GARCH Models.

**Key words:** GARCH Models.

**JEL classification:** C5, C52, C32.

---

\* O autor agradece as sugestões de Denisard C. O. Alves, Vera L. Fava e Fabiana Tito. Erros remanescentes são de sua responsabilidade.

§ IPE/USP e Doutorando The University of Chicago. [delosso@usp.br](mailto:delosso@usp.br)

Recebido em agosto de 2001. Aceito em fevereiro de 2002.

## 1 Introdução<sup>1</sup>

Há duas décadas assistiu-se ao surgimento dos modelos auto-regressivos de heterocedasticidade condicional, ARCH, formalizados por Engle (1982), e posteriormente generalizados por Bollerslev (1986), GARCH, dando origem a uma vasta literatura sobre o assunto. Antes disso, os modelos econométricos de séries de tempo, financeiros e macroeconômicos, focalizavam essencialmente a questão do primeiro momento condicional, ou seja, os modelos ARIMA. Dependências temporais de ordem superior eram simplesmente tratadas como perturbações aleatórias.

O desenvolvimento desses modelos ocorreu por causa do aumento crescente da importância do risco e da incerteza na teoria econômica moderna, e pelo fato de modelos como o CAPM de Sharpe (1964) e Lintner (1965) não funcionarem tão bem empiricamente. Assim, em virtude das dificuldades encontradas em testá-los e procurando-se estender as fronteiras da econometria de séries temporais, desenvolveram-se técnicas que permitem a modelagem temporal de variâncias e covariâncias.

O uso dos modelos de heterocedasticidade condicional é análogo ao de modelos lineares de séries de tempo, ARIMA ( $p, d, q$ ), que se baseiam na estimação da média condicional. De modo semelhante, os modelos GARCH baseiam-se na estimação da variância condicional em vez de considerá-la constante ao longo do tempo. Por este fato, pode-se dizer que a variância em determinado instante depende de variâncias passadas.

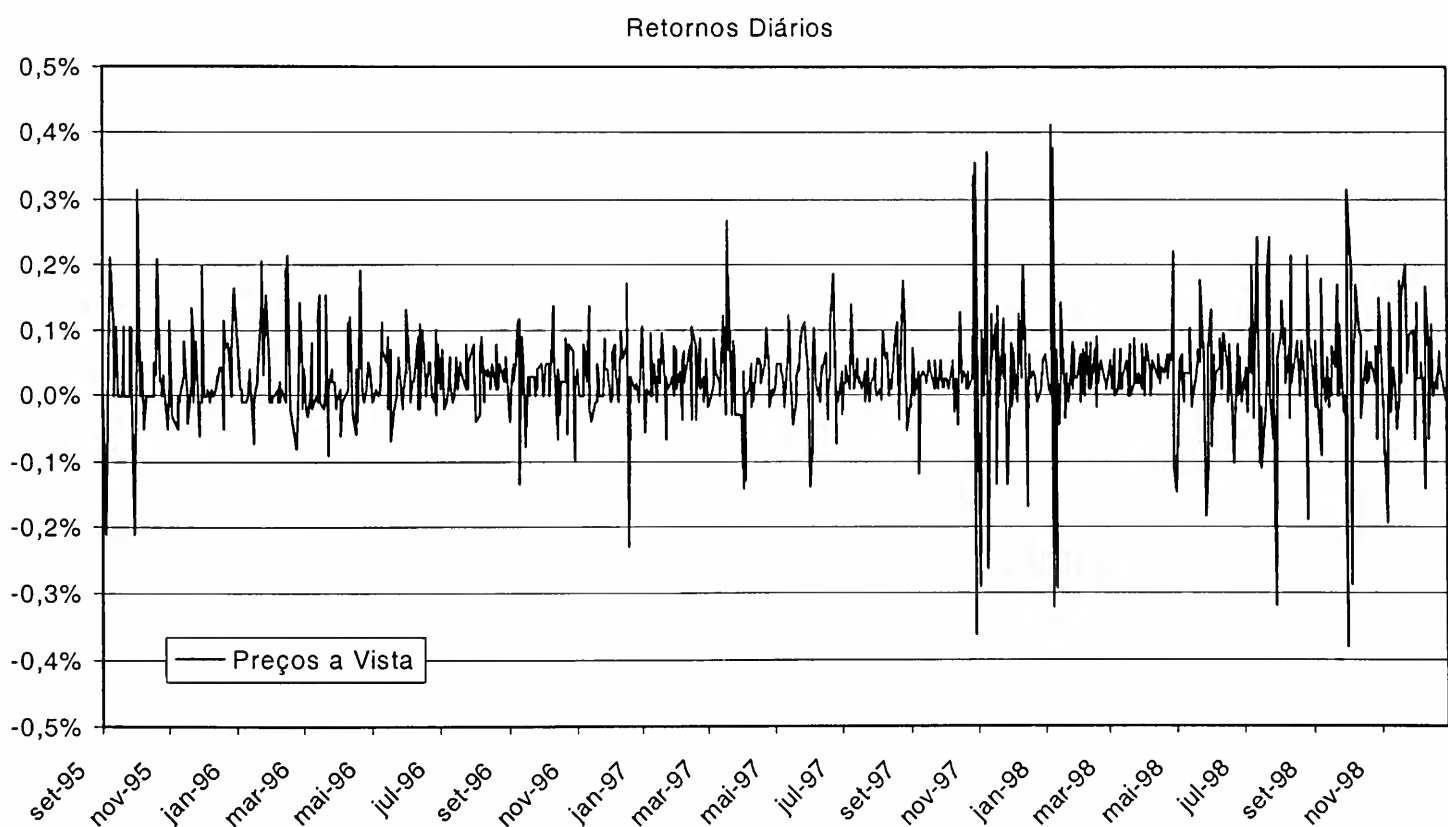
A grande contribuição de seus criadores está na distinção de uso entre momentos de segunda ordem condicionais e não condicionais. Enquanto a matriz de covariância não condicional para as variáveis de interesse pode ser invariante no tempo, a matriz de covariância condicional freqüentemente depende de estados passados da natureza. Ora, o entendimento dessa dependência temporal é fundamental para muitas questões em macroeconomia e finanças, como, por exemplo, a natureza da volatilidade de retornos observada em relação à prevista por modelos de apreçamento de ativos. Além disso, da perspectiva de inferência econométrica, a perda de eficiência assintótica, por se desconsiderar a natureza condicional da heterocedasticidade, pode ser extremamente significativa. Dessa maneira, condicionando as previsões às informações presentes, geralmente obtêm-se estimativas mais precisas da incerteza do erro de previsão como resultado da estimação mais acurada do intervalo de confiança dessa previsão e, potencialmente, pode-se simular a volatilidade observada dos retornos (ver Bansal e Yaron, 2000).

---

1 Baseada em Bollerslev, Engle e Nelson (1994).

Empiricamente, observa-se que as séries financeiras não têm, necessariamente, distribuição Normal-padrão, dada a elevada probabilidade de eventos extremos, tanto positivos quanto negativos. Quando a probabilidade de eventos extremos é maior do que na Normal-padrão, diz-se que a série tem caudas gordas, chamadas de leptocúrticas. De fato, há evidências empíricas de que grandes oscilações são seguidas por outras significativas (no Gráfico 1, vê-se um exemplo desses fatos para a variação de preço a vista do dólar). Várias são as razões para esse comportamento. Suponha-se, por exemplo, que uma má notícia qualquer seja divulgada. Isso deverá provocar muito mais oscilações nos preços dos ativos do que antes, quando o mercado estava tranqüilo. Essas oscilações geralmente perduram por um certo tempo, até que se retorne ao comportamento anterior. Além disso, períodos em que não há negociações podem resultar em aumento de volatilidade. Por exemplo, os agentes estão absorvendo informações durante o final de semana, e o reflexo pode ser uma elevação da volatilidade na abertura das transações na segunda-feira.

**Gráfico 1**  
**Retornos do Dólar a Vista**



Como esses, outros fenômenos que se dão em determinado instante podem alterar a volatilidade da série, tornando importante que se consiga prever o comportamento da variância ao longo do tempo. Isso indica que considerar a variância condicional **constante** ao

longo do tempo é uma hipótese discutível. Daí a relevância dos modelos de heterocedasticidade condicional que, como será mostrado, permitem captar a dinâmica da variância ao longo do tempo e também abarcar casos em que a curtose da série é alta (ver Bollerslev, Engle e Nelson, 1994 e Nelson, 1989).

Uma vez reconhecidas as vantagens desses modelos, uma vasta literatura empírica e teórica vem se acumulando. O interesse deste artigo é simplesmente compilar parte dessa literatura, com a intenção de divulgar e difundir tais modelos para aqueles fluentes na língua portuguesa, à semelhança de trabalhos como os de Bollerslev, Engle e Nelson (1994) e Bera e Higgins (1995), porém num menor grau de formalidade e complexidade.

Estende-se os modelos GARCH em relação à introdução feita por Issler (1999) em duas dimensões: generalizando a especificação univariada, e também apresentando os modelos multivariados.

O artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta os modelos GARCH univariados que foram desenvolvidos nos últimos 20 anos; a seção 3 apresenta os testes para a detecção de modelos GARCH univariados; as seções 4, 5, 6 e 7 discutem, respectivamente, a identificação, a estimação, a inferência e a previsão em modelos GARCH univariados; a seção 8 generaliza os modelos GARCH univariados; a seção 9 apresenta os modelos GARCH multivariados, discutindo testes, estimação e inferência; a seção 10 conclui o trabalho.

## 2 Modelos GARCH<sup>2</sup>

### 2.1 ARCH( $q$ )

O primeiro modelo de variância condicional foi proposto por Engle (1982):

**Definição 1: ARCH** - Seja  $\varepsilon_t$  um processo estocástico real em tempo discreto e  $I_{t-1}$  a  $\sigma$ -álgebra de toda a informação até  $t-1$  e suponha que se queira estimar o modelo ARIMA( $p, 0, q$ ); então, define-se o processo ARCH como sendo:

---

2 Neste trabalho assume-se prévio conhecimento dos modelos tradicionais de séries de tempo, em especial da metodologia de Box-Jenkins (ver Box, Jenkins e Reinsel, 1994; Hamilton, 1994; Brockwell e Davis, 1991; Enders, 1995; Spanos, 1986 e Mills, 1990, 1999).



$$y_t = \frac{\Theta(L)}{\Phi(L)} \varepsilon_t \quad (1)$$

onde:

$\Phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)$  é a polinomial de auto-regressão<sup>3</sup>,

$L$  denota o operador defasagem, isto é,  $Ly_t = y_{t-1}$ ,

$\Theta(L) = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)$  é a polinomial de médias móveis;

$$\varepsilon_t = \sigma_t u_t$$

sendo  $u_t \sim i.i.d.(0,1)$ ,

$$\sigma_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \text{ independente de } u_t.$$

A distribuição do erro,  $u_t$ , não precisa ser necessariamente Normal, basta ser independentemente e identicamente distribuída para que os momentos assintóticos da série sejam iguais aos da Normal. O fato de  $\text{Var}(u) = 1$ , ou seja, da variância ser fixa, não implica perda de generalidade. Qualquer outro número poderia ser usado, e o ajuste se daria nos coeficientes de  $\sigma_t^2$ . Com isso, é fácil verificar que a variância não condicional é dada por:

$$E(\varepsilon_t^2) = E(\sigma_t^2) \cdot E(u_t^2) = \sigma_\varepsilon^2 = \frac{\alpha}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_q} \quad (2)$$

3 Às vezes usa-se a letra  $B$  no lugar de  $L$ .

É preciso formular algumas restrições ao modelo para garantir a estacionariedade e positividade da variância condicional. Em primeiro lugar, uma condição suficiente para que a variância condicional seja sempre positiva é de que  $\alpha > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\forall i, i = 1, 2, \dots, q$ . Além disso,  $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$  é condição necessária para que a série seja estacionária. Formalmente tem-se:

**Teorema 1.** O  $q$ -ésimo processo linear ARCH, com  $\alpha > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\forall i$ , é estacionário se, e somente se, as raízes da função característica associada estiverem fora do círculo unitário. Além disso, a variância estacionária é dada por (2).

Prova: Ver Engle (1982) ou Gouriéroux (1997).

Da mesma maneira que nos modelos ARIMA, o modelo condicional no segundo momento pode ser assim expresso:

$$E(\sigma_t^2 | I_{t-1}) = \alpha + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3)$$

Para verificar, intuitivamente, que a curtose da série é plenamente considerada em modelo ARCH, enuncia-se o seguinte teorema para o caso particular em que  $q = 1$ .

**Teorema 2:** Seja o processo ARCH  $\varepsilon_t = \sigma_t u_t$ , sendo  $u_t \sim i.i.d.(0,1)$ , onde  $\sigma_t^2 = \alpha + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ ,

independente de  $u_t$ . Então a curtose do modelo é dada por:  $K(\varepsilon_t) = 3 \left[ \frac{1 - \alpha_1^2}{1 - 3\alpha_1^2} \right]$

Prova.  $E(\varepsilon_t^4) = E(\sigma_t^4) E(u_t^4) = 3E(\sigma_t^4)$  Mas,  $E(\sigma_t^4) = E\left[\left(\alpha^2 + 2\alpha\alpha_1\varepsilon_t^2 + \alpha_1^2\varepsilon_t^4\right)\right]$

Portanto:  $E(\varepsilon_t^4) = 3 \left[ \alpha^2 + \frac{2\alpha^2\alpha_1}{1-\alpha_1} + \alpha_1^2 E(\varepsilon_t^4) \right] \Rightarrow (1-3\alpha_1^2) E(\varepsilon_t^4) = \frac{3\alpha^2(1+\alpha_1)}{1-\alpha_1}$

o que resulta, após algumas poucas manipulações algébricas, em:

$$E(\varepsilon_t^4) = \left[ \frac{3\alpha^2}{(1-\alpha)^2} \right] \left[ \frac{1-\alpha^2}{1-3\alpha^2} \right] \tag{4}$$

Logo:

$$K(\varepsilon_t) = 3 \left[ \frac{1-\alpha^2}{1-3\alpha^2} \right] \tag{5}$$

Q.E.D.

O primeiro fator entre colchetes de (4) é três vezes a variância ao quadrado. Analisando a expressão entre colchetes de (5) é fácil verificar que se  $\alpha = 0$ , a série é mesocúrtica. Por outro lado, para que a curtose seja finita é preciso que  $3\alpha^2 < 1 \Rightarrow \alpha^2 < \frac{1}{3}$ . Além disso,  $0 < \alpha < 1 \Rightarrow 1 - \alpha^2 > 1 - 3\alpha^2$ . Portanto, a curtose da série pode ser maior do que 3, e o modelo ARCH é capaz de incorporar esse fato.

## 2.2 GARCH(p, q)

Um dos problemas da formulação inicial de Engle, verificado empiricamente, é que os modelos ARCH(q) demandam muitos parâmetros para serem estimados adequadamente. Seguindo a idéia dos modelos ARIMA, em que todo MA( $\infty$ ) pode ser representado por um AR(p), p finito, Bollerslev (1986) propôs o modelo de heterocedasticidade condicional autorregressivo generalizado, GARCH, cuja definição é a seguinte:

**Definição 2: GARCH** – Seja  $\varepsilon_t$  um processo estocástico real em tempo discreto e  $I_{t-1}$  a  $\sigma$ -álgebra de toda a informação até t-1 e suponha que se queira estimar o modelo (1). Então, define-se processo GARCH como tendo a seguinte equação da variância condicional:

$$\sigma_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \tag{6}$$

onde:

$p$  - ordem do processo auto-regressivo na variância condicional;

$q$  - ordem do processo de "médias móveis";

$\alpha > 0, \alpha_i \geq 0, \beta \geq 0$  - condição suficiente para que a variância seja positiva.

Uma condição suficiente para a estacionariedade é que as raízes da polinomial da variância estejam fora do círculo unitário, como no caso dos modelos ARIMA. Uma condição necessária é:  $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ . Se  $p = 0$ , volta-se ao modelo proposto por Engle. Formalmente tem-se:

**Teorema 3:** O processo GARCH ( $p, q$ ), dado pela Definição 2, é estacionário com

$$E(\varepsilon_t) = 0, \text{var}(\varepsilon_t) = \frac{\alpha}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j} \text{ e } \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_j) = 0 \text{ se } i \neq j \text{ se, e somente se, as raízes}$$

da função característica associada estiverem fora do círculo unitário.

Prova: Ver Bollerslev (1986).

Pode-se interpretar o modelo GARCH( $p, q$ ) como um processo auto-regressivo em  $\varepsilon_t^2$ . Para ver isso defina-se:

$$v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2 = (u_t^2 - 1)\sigma_t^2 \quad (7)$$

É fácil verificar que  $v_t$  tem média zero e é não autocorrelacionado. A seguir, substituindo em (6) obtém-se:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2 - \sum_{j=1}^p \beta_j v_{t-j}^2 + v_t \quad (8)$$

Ou seja, pode-se reescrever (8) como:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) \varepsilon_{t-i}^2 - \sum_{j=1}^p \beta_j v_{t-j}^2 + v_t \quad (9)$$

A equação (9) é muito parecida com um processo ARMA[ $\max(p, q), p$ ], sugerindo que a identificação do modelo GARCH pode seguir a mesma metodologia proposta por Box-Jenkins. No entanto, deve-se ter cautela com isso, pois a metodologia será válida sob a hipótese de se tratar efetivamente de um modelo GARCH( $p, q$ ) (ver Mills, 1999, para considerações adicionais).

Da mesma maneira que no processo ARCH, é possível mostrar que o modelo GARCH implica a seguinte equação para a curtose no GARCH(1, 1) (ver Bollerslev, 1986):

$$K(\varepsilon_t) = \frac{6\alpha_1^2}{1 - \beta_1^2 - 2\alpha_1\beta_1 - 3\alpha_1^2} \quad (10)$$

O advento do modelo GARCH propiciou uma maior eficiência na estimação e uma economia de parâmetros a serem estimados. Na prática, é muito usado o modelo GARCH(1, 1), no qual são estimados apenas três parâmetros na equação da variância. Se em vez disso fosse usado o ARCH( $q$ ), o número de parâmetros a serem estimados poderia ser maior. Assim, o modelo GARCH pode ser considerado um avanço, pois permite menor perda de graus de liberdade.

As restrições impostas sobre os coeficientes dos modelos GARCH, de que eles devem ser todos maiores do que zero, podem ser relaxadas. Na verdade, as condições gerais de estacionariedade que devem ser impostas sobre os coeficientes não foram ainda derivadas. Para casos específicos, no entanto, existem alguns resultados importantes. Por exemplo, Nelson e Cao (1992) dão as condições de estacionariedade para os modelos GARCH(1,  $q$ ) e GARCH(2,  $q$ ). Em particular, o GARCH(1, 2) será estacionário se:

$$\alpha \geq 0;$$

$$0 \leq \beta_1 < 1,$$

$$\beta_1\alpha_1 + \alpha_2 \geq 0; \text{ e}$$

$$\alpha_1 \geq 0$$

$\alpha_2$  pode ser menor do que zero. Analogamente o GARCH (2, 1) será estacionário caso:

$$\alpha \geq 0,$$

$$\alpha_1 \geq 0,$$

$$\beta_1 \geq 0,$$

$$\beta_1 + \beta_2 < 1, \text{ e}$$

$$\beta_1^2 + 4\beta_2 \geq 0$$

Nada impede que  $\beta_2$  seja menor do que zero. As duas condições acima são muito importantes porque o relaxamento da hipótese de que todos os coeficientes do modelo devem ser positivos permite resultados mais próximos da prática e permitem a imposição de restrições de estimação mais adequadas.

### 2.3 EGARCH( $p, q$ )

Apesar dos modelos anteriores terem se constituído em um grande avanço na modelagem econométrica, eles supõem que os impactos dos choques aleatórios são simétricos. Contudo, há muitas evidências empíricas de que isso não é verdade. Choques no retorno de ações, por exemplo, são fortemente assimétricos: choques negativos são seguidos por maiores aumentos na volatilidade do que choques positivos.

O modelo GARCH captura, com sucesso, os fatos de a série ter caudas espessas e de um aumento de volatilidade persistir por algum tempo, isto é, os chamados de períodos de aglomerações de alta volatilidade. Mas não está, por exemplo, bem adaptado para captar efeitos de alavancagem. Ou seja, os modelos GARCH são incapazes de captar assimetrias nos retornos. Além disso, os parâmetros do modelo têm que ser positivos para que a estacionariedade das séries seja mantida.

Tentando superar essas dificuldades, Nelson (1991) propôs o modelo de heterocedasticidade condicional auto-regressivo generalizado exponencial, EGARCH, que permite a absorção de impactos assimétricos e a possibilidade irrestrita de que alguns coeficientes sejam negativos.

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left\{ \phi \left[ \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| - E \left( \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| \right) - \gamma \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right] \right\} \quad (11)$$

Por causa da especificação logarítmica, não é possível que a variância seja negativa, portanto não há a necessidade de restringir os parâmetros ao  $\mathcal{R}_+^{\max[p,q]+3}$ . O parâmetro  $\gamma$  permite que os efeitos sejam assimétricos. Se ele for igual a zero, então um choque positivo tem o mesmo efeito na volatilidade que um choque negativo de mesma magnitude. Se  $0 < \gamma < 1$ , um choque negativo aumenta a volatilidade mais do que um positivo. Se o parâmetro for maior do que 1, um choque positivo reduz a volatilidade mais do que proporcionalmente, enquanto a volatilidade aumenta em caso contrário. (Hamilton, 1994) Ademais, os erros não são elevados ao quadrado, de forma a medir a diferença entre choques positivos e negativos. É preciso, no

entanto, que as raízes da polinomial  $1 - \sum_{j=1}^p \beta_j L^j$  estejam fora do círculo unitário a fim de que a variância seja estacionária. A estacionariedade estrita é dada, segundo Nelson (1991),

$$\text{se } \sum_{i=1}^q \alpha_i^2 < \infty$$

Nelson (1991) propõe a função de Distribuição Erro Generalizado, GED, para estimar o EGARCH:

$$f(u_t) = \frac{\nu \exp\left(-\frac{1}{2} \left| \frac{\varepsilon_t}{\lambda} \right|^\nu\right)}{\lambda 2^{\frac{\nu+1}{\nu}} \Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)} \quad (12)$$

onde:

$\Gamma(\cdot)$  é a função gama;

$$\lambda \equiv \left[ \frac{2^{-\frac{2}{\nu}} \Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)}{\Gamma\left(\frac{3}{\nu}\right)} \right]^{\frac{1}{2}} \text{ é uma constante;}$$

$0 < \nu \leq \infty$  é um parâmetro positivo determinando o grau de curtose da distribuição;

$$-\infty < \varepsilon_t < \infty$$

Em particular, quando  $\nu = 2$  e  $\lambda = 1$ , tem-se a distribuição normal. Se  $\nu < 2$ , a distribuição tem caudas gordas.

## 2.4 ARCH-M

Muitas teorias financeiras exigem uma explícita relação entre média e risco, ou variância. Com o advento dos modelos ARCH tornou-se mais fácil obter esse tipo de especificação, bastando acrescentar à equação da média a variável explicativa  $\sigma_t$  ou seu quadrado. Esse modelo foi inicialmente proposto por Engle, Lillien e Robins (1987), podendo ser facilmente estendido a casos mais gerais, como GARCH-M, EGARCH-M, e assim por diante. Formalmente, o modelo tem a seguinte configuração:

$$y_t = \frac{\Theta(L)}{\Phi(L)} \varepsilon_t + \delta \sigma_t^a \quad (13)$$

onde  $\varepsilon_t = \sigma_t u_t$

sendo  $u_t \sim i.i.d.(0,1)$

onde:

$$\sigma_t^a = f(\varepsilon_{t-j}, \sigma_{t-i}), i, j = 1, 2, \dots, \max[p, q];$$

$$a = 1, 2.$$

Se  $y_t$  representa os retornos de uma série financeira, intuitivamente espera-se que  $\delta$  seja positivo.

## 2.5 TGARCH (p, q) e GJR GARCH (p, q)

As formulações econométricas para a captação de impactos assimétricos têm sido bastante estudadas, como no caso do EGARCH. Zakoian (1990) propôs o modelo de heterocedasticidade condicional auto-regressivo generalizado truncado, TGARCH, da seguinte forma:



$$\sigma_t^2 = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \left[ \alpha_i d_{(\varepsilon_{t-i} \leq 0)} |\varepsilon_{t-i}|^a - \gamma \varepsilon_{t-i}^a \right] \quad (14)$$

onde  $d(\ )$  é a variável “dummy” igual a zero caso o erro não satisfaça a condição imposta entre parênteses, e 1, em caso contrário;

$a = 1$ .

Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) propuseram a estimação desse modelo com a seguinte modificação:  $a = 2$ .

## 2.6 NGARCH

Higgins e Bera (1992) propuseram o modelo ARCH não linear, NARCH, mas que pode ser estendido para um NGARCH da seguinte maneira:

$$\sigma_t^a = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^a + \sum_{i=1}^q \left[ \alpha_i |\varepsilon_{t-i}|^a \right] \quad (15)$$

Esse modelo tem a vantagem de deixar o parâmetro  $a$  livre para ser estimado e, portanto, é bem geral; porém, não incorpora impactos assimétricos.

## 2.7 A-PGARCH

Combinando as idéias dos dois últimos modelos apresentados, Ding, Granger e Engle (1993) propuseram o seguinte modelo assimétrico, cuja assimetria é captada pelo coeficiente  $\gamma$ .

$$\sigma_t^a = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^a + \sum_{i=1}^q \left[ \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma \varepsilon_{t-i})^a \right] \quad (16)$$

## 2.8 STARARCH - Modelos de volatilidade estocástica

Harvey, Ruiz e Sentana (1992) propuseram um modelo de variância condicional diferente do tradicional, pois usam o chamado modelo estrutural, que é estimado por meio do Filtro de Kalman (ver detalhes adicionais em Harvey, 1989 e Harvey, Ruiz e Shephard, 1994).

A aplicação desse modelo no caso de variância condicional exige que a série seja um ruído branco. Em geral, se o mercado é eficiente, os retornos da série costumam ser um ruído branco. No entanto, é difícil encontrar séries que satisfaçam estritamente a condição do modelo.

Formalmente, o modelo de volatilidade estocástica ou ARCH estrutural é o seguinte:

$$y_t = \mu v_t e^{\sigma_t^2/2} \quad (17)$$

onde:

$\mu$  é constante;

$$v_t \xrightarrow{d} N(0,1),$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \phi \sigma_{t-1}^2 + \eta_t,$$

$$\text{Var}(\eta_t) = \sigma_\eta^2,$$

$$\text{Cov}(v_t, \eta_{t-s}) = 0, \forall s,$$

$\xrightarrow{d}$  denota convergência em distribuição.

Elevando ao quadrado e linearizando (17) obtém-se:

$$\ln y^2 = \ln \mu^2 + \ln v_t^2 + \sigma_t^2 \quad (18)$$

e

$$\sigma_t^2 = \alpha + \phi \sigma_{t-1}^2 + \eta_t \quad (19)$$

Este é um típico modelo de séries de tempo estrutural que pode ser estimado utilizando-se o Filtro de Kalman, o qual permite que a variância varie ao longo do tempo não apenas por ser temporalmente dependente, mas também por incluir um termo estocástico em sua especificação. Esta é uma diferença fundamental em relação aos modelos apresentados anteriormente, nos quais não havia termos estocásticos na equação da variância que não fossem dependentes da equação da média. Pode-se observar, ainda, que o termo estocástico da equação da média não é  $\sigma_t^2$ , embora, por influência deste, a equação da média incorpore o termo estocástico da equação da variância. O modelo tem uma diferença adicional: o erro da equação da média não está presente na equação da variância.

### 3 Testes para detecção de modelos GARCH

Existem vários testes para a identificação de modelos GARCH. Apresentam-se, a seguir, os mais comuns. Outras possibilidades podem ser encontradas em Bollerslev, Engle e Nelson (1994).

#### 3.1 Teste ACF e PACF

O modelo GARCH é parecido com um modelo ARMA ( $p, q$ ). Assim, suas funções de autocorrelação, ACF, e autocorrelação parcial, PACF, devem sugerir se a série é heterocedástica, da mesma maneira que dão uma idéia das ordens  $p$  e  $q$  de um modelo ARMA. Para estimar essas funções, o primeiro passo é obter os quadrados dos erros estimados pela regressão do modelo estabelecido como se a variância condicional fosse constante:

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \quad (20)$$

onde  $T$  - número de resíduos.

Em seguida, calcula-se a função de autocorrelação amostral para o quadrado dos resíduos e representa-a graficamente. A função é dada por:

$$\hat{\rho}_i = \frac{\sum_{t=i+1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \bar{\sigma}^2)(\hat{\varepsilon}_{t-i}^2 - \bar{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \bar{\sigma}^2)^2} \quad (21)$$

Em grandes amostras, o desvio padrão de  $\hat{\rho}_i$  pode ser aproximado por  $T^{-0.5}$  (ver Enders, 1995, p. 148 ou Mills, 1999).<sup>4</sup> Se os valores de  $\hat{\rho}_i$  forem estatisticamente diferentes de zero, então diz-se que algum modelo ARCH está presente.

A função de autocorrelação parcial é obtida colocando-se num gráfico o coeficiente  $\phi_{s,s}$  contra  $s$  estimado a partir da seguinte equação:

$$\varepsilon_t^2 = \phi_s + \phi_{s,1}\varepsilon_{t-1}^2 + \phi_{s,2}\varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \phi_{s,s}\varepsilon_{t-s}^2, \quad s = 1, 2, \dots, q \quad (22)$$

Da mesma forma, em grandes amostras o desvio padrão de  $\hat{\phi}_{s,s}$  pode ser aproximado por  $T^{-0.5}$ .

No caso deste teste, diferentemente dos modelos ARMA, a ACF dá a ordem da autoregressão do GARCH e a PACF dá a ordem das “médias móveis” do GARCH.

Porém, se tais modelos não forem do tipo GARCH, obviamente tais testes não servem para definir  $p$  e  $q$ , mas sim para identificar a existência de heterocedasticidade condicional.

### 3.2 Teste de Ljung-Box

A estatística de Ljung-Box,<sup>5</sup>  $Q$ , pode ser usada para testar a presença de heterocedasticidade condicional. Sua hipótese nula é de que a soma das autocorrelações é estatisticamente diferente de zero. Isto é:

4 Na verdade, isso não é estritamente verdadeiro do ponto de vista estatístico (ver Priestley, 1981). Mas usa-se tal método por questões práticas.

5 Esta estatística deve ter preferência sobre a anterior.

$$H_0 \sum_{i=1}^n \rho_i = 0 \text{ contra } H_a : \rho_i \neq 0 \text{ para algum } i$$

A estatística de Ljung-Box é dada por:

$$Q = T(T+2) \sum_{i=1}^n \frac{\hat{\rho}_i^2}{T-i} \xrightarrow{d} \chi_n^2 \quad (23)$$

onde  $\chi_n^2$  - distribuição qui-quadrada com  $n$  graus de liberdade.

### 3.3 Teste multiplicador de Lagrange ou de Engle

Outro teste possível é o do Multiplicador de Lagrange, LM (ver White, 1980; Bollerslev, Engle e Nelson, 1994 e Johnston e Dinardo, 1997 para outros detalhes), inicialmente proposto por Engle (1982) para o processo ARCH, e depois estendido por Lee (1991) para o GARCH. O teste é definido como:

$$H_0 : \alpha_i = 0, \text{ para todo } i \times H_a . \alpha_i \neq 0 \text{ para algum } i$$

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 \quad (24)$$

cuja estatística é dada por:

$$TR^2 \xrightarrow{d} \chi_q^2$$

onde  $R^2$  representa o coeficiente de determinação de (24).

Se os coeficientes são conjuntamente próximos de zero, a regressão terá pouco poder explicativo, logo, o  $R^2$  deverá ser baixo. Assim, se a hipótese nula não é rejeitada, diz-se que não há presença de modelos ARCH.

Em caso de rejeição da hipótese nula os testes não determinam que tipo de modelo ARCH deverá ser usado. Na verdade, os testes apenas indicam se a covariância condicional é, ou não, constante. Segundo Bollerslev, Engle e Nelson (1994), mesmo em modelos lineares a seleção do modelo apropriado não é trivial. Com relação às inúmeras possibilidades que os modelos ARCH oferecem, o problema torna-se ainda mais complicado. Convém notar que esses testes podem indicar erroneamente a presença de modelos ARCH, porque são sensíveis a especificações incorretas na equação da média. Ou seja, os erros estimados pelo modelo considerando variância não condicional podem indicar a presença de modelos ARCH simplesmente por terem sido especificados de forma errônea, cometendo-se o erro do tipo I.

#### 4 Identificação de modelos GARCH

Já foi mencionado que, detectada a existência de heterocedasticidade condicional, não é possível verificar que tipo de modelo GARCH poderia ser estimado. Existem alguns testes para verificar se o modelo GARCH é simétrico ou assimétrico (Hegerud, 1997), mas tais testes só conseguem separar um modelo GARCH simétrico de outro assimétrico. Uma vez que existem inúmeros modelos assimétricos, restaria saber de qual deles se originam os erros, mantendo-se a dificuldade de especificação.

Uma alternativa usual na literatura é escolher o modelo utilizando-se os critérios de Akaike ou Schwarz. Porém suas propriedades estatísticas na presença de modelos GARCH são desconhecidas. No entanto, esse é um critério muito fácil de ser usado, por isso é largamente preferido. A fórmula do Schwarz, *BIC*, é dada por:

$$BIC(m) = \ln \sigma^2 + \frac{m}{T} \ln T \quad (25)$$

onde *m* é o número de parâmetros estimados do modelo.

Outra alternativa proposta é definir um critério de validação dentro da amostra ou, preferencialmente, fora da amostra, escolhendo-se uma função-erro - tipicamente o erro quadrático médio. No caso da equação da variância, a função-erro pode ser (Bollerslev, Engle e Nelson, 1994) a seguinte:

$$E_1 = \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2)^2 \quad (26)$$

A função-erro definida em (26) prejudica estimativas de variância condicional que são diferentes do resíduo quadrado realizado de maneira simétrica. Não considera, porém, nenhuma punição para variâncias negativas ou zero que são claramente não intuitivas. Por este critério, regressões de mínimos quadrados dos resíduos quadrados sobre as informações passadas terão a menor perda dentro da amostra.

Uma alternativa mais razoável seria a função-erro definida em termos percentuais dos erros quadrados:

$$E_2 = \sum_{t=1}^T \frac{(\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2)^2}{\sigma_t^4} \quad (27)$$

Outra possibilidade é calcular a função-erro implícita na função gaussiana:

$$E_3 = \sum_{t=1}^T \left( \ln \sigma_t^2 + \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2} \right) \quad (28)$$

Ou mais simplesmente prejudicando fortemente a função-erro quando a variância é próxima de zero:

$$E_4 = \sum_{t=1}^T \left( \ln \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2} \right) \quad (29)$$

Apesar das possibilidades apresentadas, a mais natural função-erro deve ser baseada nos objetivos do trabalho na qual deverá ser aplicada (ver Bollerslev, Engle e Nelson, 1994, e suas referências).

## 5 Estimação de modelos GARCH

O método geralmente usado para estimar esses modelos é o de máxima verossimilhança. Esse método exige que se formule uma hipótese sobre a verdadeira distribuição da série *a priori*.

Geralmente escolhe-se a distribuição Normal, em função das propriedades convenientes que encerra. Segundo Hentschel (1995), alguns autores escolhem a distribuição *t-Student* ou Distribuição Erro Generalizado para fazer a estimação quando as provas empíricas mostram a presença de leptocurtose. No entanto, posto que a GED considera a distribuição normal como um caso especial, suas caudas não são suficientemente espessas para abarcar o grande número de observações extremas que a série financeira pode Ter. (Bera e Higgins, 1995)

Na falta de normalidade dos erros, uma alternativa seria escolher a distribuição Normal para a estimação, entendendo-se isso como uma estimação de quase-máxima-verossimilhança. E dependendo do modelo, os resultados pouco se modificarão com a escolha dessa função. (Hentschel, 1995)

Admitindo-se que a distribuição dos erros seja Normal,<sup>6</sup> a função de verossimilhança é a seguinte:

$$L = L(\Theta; y_t) = \prod_{t=\mu+1}^T \frac{1}{(2\pi \sigma_t^2)^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ \frac{\varepsilon_t^2}{-2\sigma_t^2} \right\} \quad (30)$$

onde:

$\Theta$  é o vetor de parâmetros a serem estimados da equação da média e da variância;

$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_\mu^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}{T}$  são as variâncias iniciais do processo de otimização, necessárias ao algoritmo;

$\mu = \max[p, q]$ ,  $p$  e  $q$  da equação da variância, é o número de variâncias para iniciar o processo de otimização.

Supondo-se que a distribuição dos resíduos siga uma *t-Student*, como em Bollerslev (1987), a função de verossimilhança deve ser:

6 Os erros são não correlacionados.



$$L = L(\Theta; \sigma) = \prod_{t=\mu}^T \left[ \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) \sqrt{(\nu-2)\pi\sigma_t^2}} \left(1 + \frac{\varepsilon_t^2}{(\nu-2)\sigma_t^2}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}} \right] \quad (31)$$

onde:

$\Gamma(\cdot)$  é a função gama;

$\nu > 2$ .

Nessa função, quando  $\nu \rightarrow \infty$ , a distribuição converge para uma Normal. Entretanto, para  $4 < \nu < \infty$ , a curtose,  $k = 3 \frac{\nu-2}{\nu-4} > 3$ , excede a curtose da Normal.

Um possível método a ser usado na estimação é o algoritmo de Berndt, Hall, Hall e Hausman (1974) – BHHH,<sup>7</sup> dado pela seguinte expressão:

$$\Theta^{i+1} = \Theta^i + \lambda_i \left( \sum_{t=1}^T \frac{\partial \ln L_t}{\partial \Theta} \frac{\partial \ln L_t}{\partial \Theta'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \frac{\partial \ln L_t}{\partial \Theta'} \quad (32)$$

onde:

$\Theta^i$  - vetor de parâmetros estimados após a *i-ésima* iteração

$\lambda_i$  - tamanho do passo escolhido para maximizar a função de verossimilhança em dada direção.

<sup>7</sup> Ver, ainda, Mills (1999) e Judge *et alii* (1988).

Para a obtenção dos parâmetros iniciais pode-se fazer a regressão por mínimos quadrados ordinários e utilizar os valores dos parâmetros estimados como valores iniciais para o método iterativo. Outra maneira de obter tais parâmetros é ajustar um modelo AR(I)MA e utilizar os valores obtidos como valores iniciais. Os valores dos parâmetros dados pelo teste LM podem servir também como parâmetros iniciais para a estimação.

Contudo, é preciso observar para a variância condicional que:

- (a) As condições de estacionariedade e de não negatividade são difíceis de serem observadas na prática; mas existem métodos de reparametrização que permitem assegurar a hipótese de não negatividade (Bollerslev, Engle e Nelson, 1994);
- (b) Como o procedimento descrito é numérico, é possível que haja problemas de convergência se o valor inicial não for adequado. Não obstante, a estimação por máxima verossimilhança mantém as propriedades assintóticas usuais como consistência e distribuição Normal assintótica;
- (c) Um possível método para assegurar a convergência é estimar os parâmetros por mínimos quadrados ordinários, calcular os erros, calcular  $\sigma_t$ , reestimar os parâmetros por mínimos quadrados generalizados, e assim sucessivamente até a convergência dos coeficientes. Entretanto, hoje esse procedimento não tem tanto sentido, dado o estágio computacional disponível.

De fato, somente é possível proceder como sugerido no item (c) se os coeficientes puderem ser consistentemente estimados pela equação da média. Engle (1982) apresenta as condições segundo as quais isso pode ser feito para o modelo ARCH( $q$ ). Bollerslev, Engle e Nelson (1994), entretanto, sustentam que a perda de eficiência assintótica pode ser muito significativa quando existe heterocedasticidade. Os coeficientes podem ser não viesados, mas terão variância maior em relação a um modelo em que tudo é estimado simultaneamente. Além disso, para esse tipo de procedimento é necessário que a matriz de covariância condicional seja bloco-diagonal e que os erros sejam supostos gaussianos; do contrário, não se pode estimar em separado a equação da média e da variância (ver Gouriéroux, 1997). Por exemplo, os modelos EGARCH( $p, q$ ) e GARCH-M( $p, q$ ) não são bloco-diagonais, logo, é preciso que as equações da média e variância sejam estimadas simultaneamente.

Existe ainda outra razão para estimar ambas as equações simultaneamente. Suponha-se que se queira especificar um modelo ARMA-GARCH sobre os retornos de uma série que, sob a hipótese de eficiência de mercado, teria apenas uma constante na equação da média. Segundo

Engle,<sup>8</sup> se a estimação fosse em separado, possivelmente seriam encontrados parâmetros estatisticamente diferentes de zero, além da constante, na equação da média. Todavia, a estimação simultânea poderia resultar em parâmetros não significativos para a equação da média. Bera e Higgins (1995, p. 227) afirmam que freqüentemente a estimação do processo GARCH muda a especificação do modelo na equação da média. Ou seja, após o processo de identificação do modelo via equação da média, procede-se a estimação e verificação da presença de modelos GARCH. Em caso de rejeição da hipótese de não existência de modelos GARCH, sua estimação subsequente pode alterar a especificação do modelo efetuado na equação da média.

## 6 Inferência em modelos univariados

Utilizar a estimação por máxima verossimilhança, dadas determinadas condições de regularidade, garante a consistência e a normalidade assintótica dos estimadores. Nos modelos GARCH, no entanto, a verificação de tais condições de regularidade tem se mostrado extremamente difícil. (Bollerslev, Engle e Nelson, 1994) Apenas em modelos específicos obtêm-se provas da validade dessas condições. Por exemplo, Lumsdaine (1995) mostra que a seguinte condição sobre o GARCH (1, 1) é suficiente para assegurar sua ergodicidade<sup>9</sup> e estacionariedade:

$$E \ln \left[ \alpha_1 u_t^2 - \beta_1 \right] < 0 \quad (33)$$

De fato, pela desigualdade de Jensen:

$$E \ln \left[ \alpha_1 u_t^2 + \beta_1 \right] < \ln E \left[ \alpha_1 u_t^2 + \beta_1 \right] = \ln \left[ \alpha_1 + \beta_1 \right] \quad (34)$$

Assim, a superfície dos parâmetros cobre o interessante caso do IGARCH (1, 1), no qual  $\alpha_1 + \beta_1$ .<sup>10</sup> Ou seja, não obstante sua semelhança com o modelo integrado de ordem 1, sua interpretação assintótica é completamente diferente.

8 Correspondência pessoal.

9 O conceito de ergodicidade e suas conseqüências podem ser encontrados em Hamilton (1994) e White (2000).

10 O modelo IGARCH( $p, q$ ) é aquele em que os coeficientes da equação da variância somam um, de modo que a variância não condicional passa a tender ao infinito.

Esse fato sugere que se questione se as inferências sobre os parâmetros de um modelo GARCH qualquer são válidas. Na verdade, a teoria assintótica sobre tais especificações é extremamente difícil. (Bollerslev, Chou e Kroner, 1992) Mas, garantida aquela condição de regularidade, mesmo na presença de IGARCH (1, 1), as inferências estatísticas convencionais continuam válidas, embora no IGARCH(1, 1) haja a necessidade de um considerável tamanho amostral para que as distribuições assintóticas convirjam adequadamente. Portanto, pode-se admitir como razoável as inferências tradicionais na presença de modelos GARCH, e se existe a suspeita da existência de um IGARCH (1, 1) é preciso que o tamanho da amostra seja bastante grande. (Lumsdaine, 1995) Na prática, os estudos empíricos simplesmente assumem que as condições de regularidade são satisfeitas. (Bollerslev, Engle e Nelson, 1994, p. 2980)

## 7 Previsão de modelos GARCH

Em modelos econométricos convencionais, com variância condicional constante ao longo do tempo, a incerteza do erro de predição é uma função crescente do horizonte de predição e não depende da origem da previsão. Na presença de modelos ARCH, entretanto, a acuidade das previsões dependerá do conjunto de informações correntes não trivialmente. A construção do intervalo de confiança do erro e os testes de estabilidade estrutural amostrais requerem, por isso, a avaliação das variâncias condicionais do erro futuro.

O problema reside no fato de que a distribuição dos erros é leptocúrtica, alterando sensivelmente a maneira de se construir o intervalo de confiança. Na realidade, ainda estão sendo feitas pesquisas com vistas a encontrar as formulações corretas para a determinação dos intervalos de confiança e da própria função de predição. Heynen e Kat (1994) apresentam funções para os casos de EGARCH (1, 1) e GARCH (1, 1) que, aliás, são os modelos cujas propriedades assintóticas já são conhecidas.

Não obstante, a modo de fazer previsões segue os mesmos passos do modelo ARIMA. Prevê-se um passo à frente; com o resultado obtido, faz-se o passo seguinte, e assim sucessivamente.

Heynen e Kat (1994) realizaram um estudo de previsão usando o índice de ações e câmbio. Seus resultados podem ser sintetizados no seguinte: em geral, a volatilidade é mais previsível no longo prazo do que no curto prazo. Além disso, o desempenho do modelo de previsão depende sensivelmente do ativo com que se está trabalhando. Ainda segundo os autores, índices de ações são melhor previstos utilizando-se o modelo de volatilidade estocástica, enquanto que para o câmbio o modelo GARCH (1, 1) apresentou melhores resultados.

## 8 Generalização dos modelos GARCH: mudança na especificação

Há dois tipos de generalizações possíveis para os modelos GARCH: podem ser diretamente generalizados para o caso multivariado; e podem ser especificados de maneira mais geral. A diferença básica é que o número de parâmetros a serem estimados aumenta exponencialmente para o primeiro caso, o que implica a necessidade de restrições adicionais (ver Engle e Kroner, 1995).

Na presente seção apresenta-se a generalização quanto à especificação do modelo. Esse tipo de modelo é devido a Hentschel (1995), que propõe estimar a seguinte equação de variância:

$$\frac{\sigma_t^\lambda - 1}{\lambda} = \alpha + \alpha_1 \sigma_{t-1}^\lambda f^v(\varepsilon_{t-1}) + \beta_1 \frac{\sigma_{t-1}^\lambda - 1}{\lambda} \quad (35)$$

onde  $f(\varepsilon_t) = |\varepsilon_t - b| - c(\varepsilon_t - b)$

A generalização proposta contempla o caso de modelos GARCH (1, 1), por questões de facilidade de exposição e notação. Naturalmente isso se estenderia para o caso geral, colocando-se os somatórios nos lugares apropriados. Para o caso em que  $\lambda = 1$ , o autor supracitado batizou o modelo de GARCH valor absoluto, AGARCH.

É notório o uso da transformação de Box-Cox (ver Davidson e MacKinnon, 1993) para determinar de que tipo de não-linearidade trata o modelo. Além disso, o autor introduziu uma pequena modificação nas parcelas em que aparecem os erros, multiplicando-as pelo desvio padrão elevado ao respectivo expoente e uma constante. Na prática, isso não altera os modelos apresentados anteriormente.

O autor mostra que com as restrições apropriadas seu modelo equivale aos estudados anteriormente no caso  $p = q = 1$ . Isto é:

**Tabela 1**  
**Parâmetros e Modelo**

$\lambda$	$\nu$	$B$	$c$	Modelo
0	1	0	Livre	EGARCH
1	1	0	$ c  \leq 1$	TGARCH
2	2	0	0	GARCH
2	2	Livre	0	NGARCH (Engle e Ng)
2	2	0	Livre	GJR GARCH
Livre	$\lambda$	0	0	NGARCH
Livre	$\lambda$	0	$ c  \leq 1$	A-P GARCH

Substituindo as restrições na equação (35), chega-se aos modelos apresentados anteriormente, à exceção dos fatores multiplicativos do erro.

A generalização do modelo permite que haja dois tipos possíveis de assimetria: o parâmetro  $b$  controla a magnitude de assimetria na curva de variância com relação à sua mudança horizontal (ver figuras a seguir). O parâmetro  $c$ , por sua vez, permite que a assimetria se dê com relação à inclinação da curva de variância. Além disso, o modelo permite que a potência da especificação seja livre.

Para entender melhor, considerem-se os seguintes casos:

#### 8.1.1 Caso 1. $\nu = 1, c = b = 0$

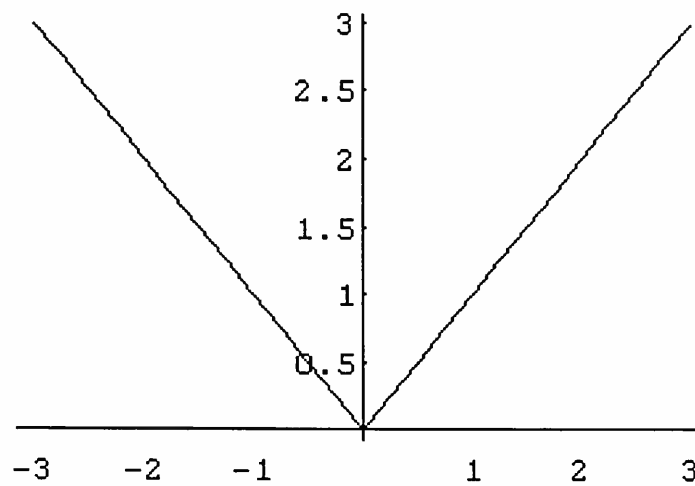
Neste caso, é fácil ver que:

$$\varepsilon_t > 0 \Rightarrow f(\varepsilon_t) = \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t < 0 \Rightarrow f(\varepsilon_t) = -\varepsilon_t$$

Duas retas de 45° ortogonais, com origem em zero são apresentadas no Gráfico 2. Este é o caso trivial em que impactos positivos e negativos têm o mesmo efeito sobre a variância.

**Gráfico 2**  
 $v = 1, c = b = 0$



### 8.1.2 Caso 2: $v = 1, c = 0, b = 1$

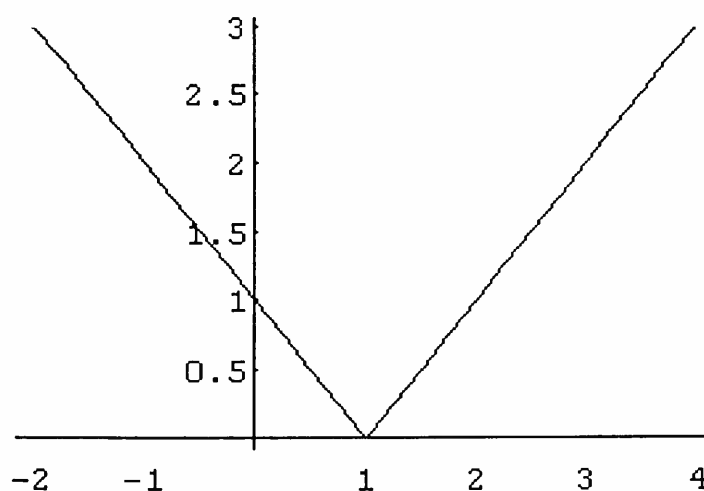
Agora tem-se:

$$\varepsilon_t - b > 0 \Rightarrow f(\varepsilon_t) = \varepsilon_t - b$$

$$\varepsilon_t - b < 0 \Rightarrow f(\varepsilon_t) = -\varepsilon_t + b$$

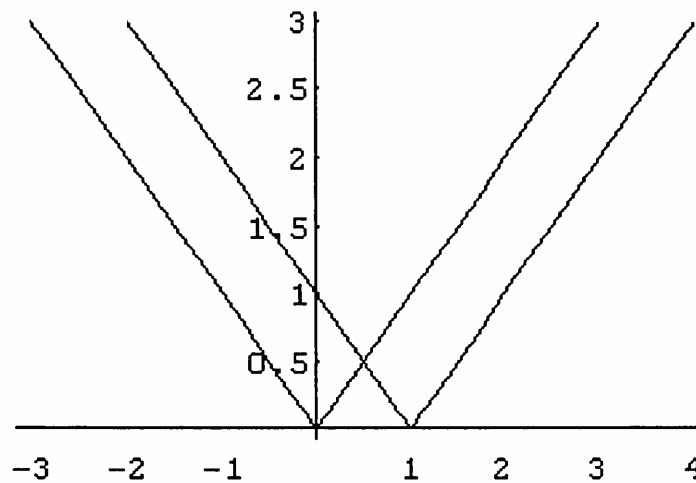
Simplemente há um deslocamento para a direita das curvas do exemplo anterior. Em outras palavras, **choques próximos a zero aumentam a volatilidade** e choques próximos a um não a alteram significativamente. Este caso é interessante, porque nenhum modelo contemplou casos assim anteriormente.

**Gráfico 3**  
 $v = 1, c = 0, b = 1$



O caso em que  $b < 0$  é simétrico ao anterior e não será discutido aqui. O Gráfico 4 junta os dois anteriores e permite que se observe a assimetria horizontal.

**Gráfico 4**  
**Assimetria Horizontal**



### 8.1.3 Caso 3: $v = 1$ , $b = 0$ , $0 < c < 1$

Neste caso obtém-se:

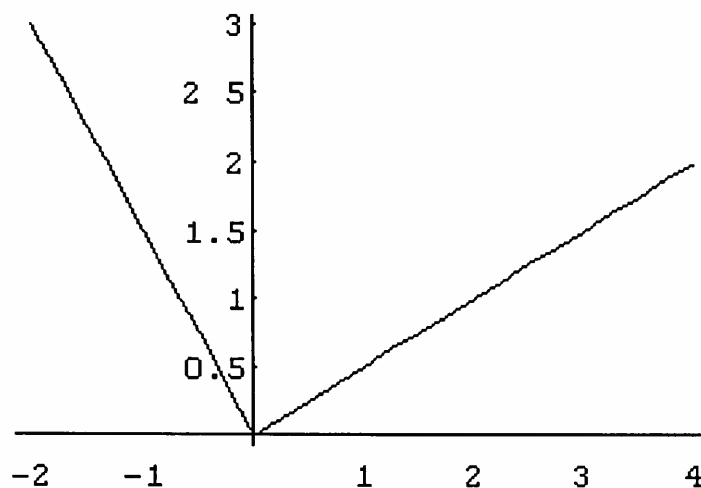
$$\varepsilon_t > 0 \Rightarrow f(\varepsilon_t) = \varepsilon_t - c\varepsilon_t = (1-c)\varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t < 0 \Rightarrow f(\varepsilon_t) = -\varepsilon_t - c\varepsilon_t = (-1-c)\varepsilon_t$$

Está havendo uma mudança na inclinação da curva de variância, o que significa que choques negativos têm seu efeito aumentado sensivelmente no que refere à variância. Choques positivos, por sua vez, pouco aumentam a variância. O gráfico a seguir mostra isso.



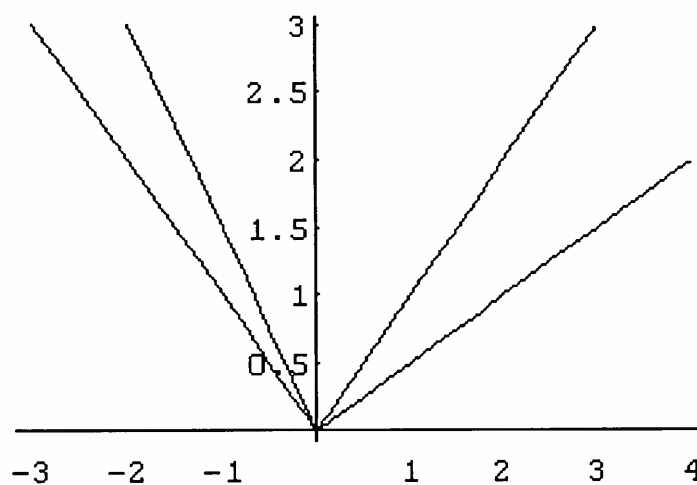
**Gráfico 5**  
 $v = 1, b = 0, 0 < c < 1$



Se  $-1 < c < 0$ , o efeito é simétrico e não será discutido aqui.

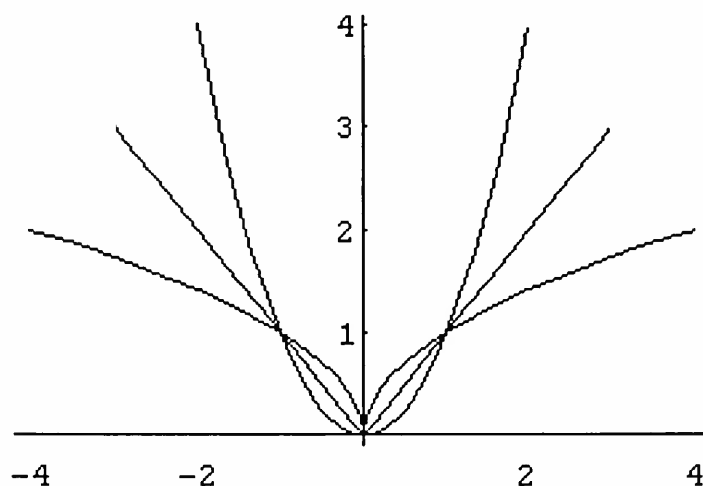
O Gráfico 6 mostra os Gráficos 2 e 5 no mesmo plano, podendo-se perceber que a rotação se dá em sentido horário quando isso acontece:

**Gráfico 6**  
**Assimetria Angular**



É possível verificar que se  $v = 1$ , a curva de variância será uma reta; se  $v = 2$ , a curva de variância será convexa; e se  $v = 0,5$ , a curva de variância será côncava.

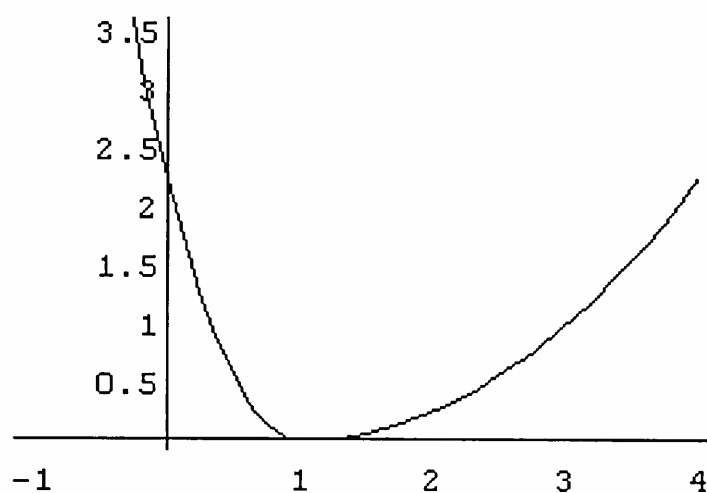
**Gráfico 7**  
Vários Valores para  $\nu$



O uso desse modelo mais geral deve ser estudado porque os modelos GARCH apresentados anteriormente não consideram simultaneamente assimetrias na origem e na inclinação. Pode-se mostrar que os modelos anteriores ou calculam um tipo ou outro de assimetria. Por exemplo, Hentschel mostra que ao deixar o parâmetro  $b$  livre o EGARCH captaria os dois tipos de assimetria.

Para efeitos de ilustração, considere-se o modelo com  $\nu = 2$ ,  $b > 0$ ,  $0 < c < 1$ .

**Gráfico 8**  
 $\nu = 2$ ,  $b > 0$ ,  $0 < c < 1$



A interpretação é a mesma para o caso linear, ou seja, choques menores do que um aumentam a volatilidade exponencialmente. Choques positivos maiores do que 1 têm um efeito menor no aumento da volatilidade.

## 9 Generalização dos modelos GARCH para o contexto multivariado

A segunda generalização possível dos modelos GARCH é adaptá-los a espaços de dimensão maior do que um. São os modelos GARCH multivariados. O modelo GARCH Multivariado é denotado pelo prefixo "M"

Nesta seção apresentam-se as três possibilidades mais importantes. Trata-se do modelo proposto por Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988), que estenderam o modelo GARCH-M para o contexto multivariado usando o operador Vech, denotado por MGARCH-M. O outro possível modelo multivariado é o Bekk, devido a Baba, Engle, Kraft e Kroner (ver Engle e Kroner, 1995). Finalmente, apresenta-se o modelo de correlação condicional constante, devido a Bollerslev (1990) e Baillie e Bollerslev (1990).

### 9.1 O Modelo Vech

A matriz de covariância dos retornos é simétrica. Logo, os elementos diferentes entre si estão no triângulo, digamos, inferior dessa matriz. A técnica de estimação consiste, pois, em aplicar um operador nessa matriz de tal sorte que se fique apenas com os elementos do triângulo inferior em forma de vetor. Este é o chamado operador Vech.<sup>11</sup> Por exemplo, a matriz de covariância de um modelo com  $n$  variáveis explicativas no tempo  $t$  é assim descrita:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{11,t} & \sigma_{12,t} & \cdots & \sigma_{1n,t} \\ \sigma_{21,t} & \sigma_{22,t} & \cdots & \sigma_{2n,t} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{n1,t} & \sigma_{n2,t} & \cdots & \sigma_{nn,t} \end{bmatrix} \quad (36)$$

Como a matriz de covariância é simétrica, pode-se aplicar o operador Vech para empilhar a porção triangular inferior em um vetor de dimensão  $\frac{n(n+1)}{2} \times 1$ . Ou seja, coloca-se a primeira coluna sobre a segunda; o resultado sobre a terceira; e assim sucessivamente:

<sup>11</sup> O operador Vech procede da mesma maneira, mas transforma todos os elementos da matriz em um único vetor, ou seja, não desconsideraria o triângulo superior da matriz de covariância (ver detalhes em Lütkepohl, 1991)

$$Vech(\Sigma_t) = \begin{bmatrix} \sigma_{11,t} \\ \sigma_{21,t} \\ \vdots \\ \sigma_{n1,t} \\ \sigma_{22,t} \\ \sigma_{32,t} \\ \vdots \\ \sigma_{n2,t} \\ \vdots \\ \sigma_{nn,t} \end{bmatrix} \quad (37)$$

O modelo MGARCH-M em Vech pode ser assim formulado:

$$y_t = b + \Sigma_t \delta + \varepsilon_t \quad (38)$$

$$Vech(\Sigma_t) = C + \sum_{i=1}^q A_i Vech(\varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{j=1}^p B_j Vech(\Sigma_{t-j}) \quad (39)$$

onde:

$y_t$  é um vetor  $n \times 1$ ,

$b$  é um vetor de médias (ou constantes)  $n \times 1$ ,

$\delta$  é um vetor  $n \times 1$ ,

$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \Sigma_t)$  é um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias, que segue um processo MGARCH;

$C$  é um vetor  $\frac{n(n+1)}{2} \times 1$ ,

$A_i$  é uma matriz  $\frac{n(n+1)}{2} \times \frac{n(n+1)}{2}$ ,

$B_i$  é uma matriz  $\frac{n(n+1)}{2} \times \frac{n(n+1)}{2}$ .

Abrindo as equações matriciais anteriores tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{n,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{11,t} & \sigma_{12,t} & \cdots & \sigma_{1n,t} \\ \sigma_{21,t} & \sigma_{22,t} & \cdots & \sigma_{2n,t} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{n1,t} & \sigma_{n2,t} & \cdots & \sigma_{nn,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n,t} \end{bmatrix} \tag{40}$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t} \\ \sigma_{21,t} \\ \vdots \\ \sigma_{n1,t} \\ \sigma_{22,t} \\ \sigma_{32,t} \\ \vdots \\ \sigma_{n2,t} \\ \vdots \\ \sigma_{nn,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \\ \vdots \\ c_{n1} \\ c_{22} \\ c_{32} \\ \vdots \\ c_{n2} \\ \vdots \\ c_{nn} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^q \begin{bmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} & \cdots & a_{1 \frac{n(n+1)}{2},i} \\ a_{21,i} & a_{22,i} & \cdots & a_{2 \frac{n(n+1)}{2},i} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{\frac{n(n+1)}{2} 1,i} & a_{\frac{n(n+1)}{2} 2,i} & \cdots & a_{\frac{n(n+1)}{2} \frac{n(n+1)}{2},i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-i}^2 \\ \varepsilon_{2,t-i} \varepsilon_{1,t-i} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n,t-i} \varepsilon_{1,t-i} \\ \varepsilon_{2,t-i}^2 \\ \varepsilon_{3,t-i} \varepsilon_{2,t-i} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n,t-i} \varepsilon_{2,t-i} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n,t-i}^2 \end{bmatrix} +$$

$$\sum_{j=1}^p \begin{bmatrix} b_{11,j} & b_{12,j} & \cdots & b_{1 \frac{n(n+1)}{2},j} \\ b_{21,j} & b_{22,j} & \cdots & b_{2 \frac{n(n+1)}{2},j} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ b_{\frac{n(n+1)}{2} 1,j} & b_{\frac{n(n+1)}{2} 2,j} & \cdots & b_{\frac{n(n+1)}{2} \frac{n(n+1)}{2},j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-j} \\ \sigma_{21,t-j} \\ \vdots \\ \sigma_{n1,t-j} \\ \sigma_{22,t-j} \\ \sigma_{32,t-j} \\ \vdots \\ \sigma_{n2,t-j} \\ \vdots \\ \sigma_{nn,t-j} \end{bmatrix} \tag{41}$$

Na formulação acima o número de parâmetros a serem estimados, apenas na equação da variância, é de  $\left[ \frac{n(n+1)}{2} \right]^2 (p+q) + \frac{n(n+1)}{2}$ . Assim, por serem muitos, geralmente impõe-se que os elementos das diagonais secundárias das matrizes  $A_i$  e  $B_i$  sejam iguais a zero.

Para se ter uma idéia do número de parâmetros que devem ser estimados quando não se impõe a restrição sugerida, se  $n = 4$  e  $p = q = 1$ , devem ser estimados 210 parâmetros na equação da variância. Impondo-se 0 nas diagonais secundárias, então o número de parâmetros

a serem estimados reduz-se drasticamente para  $\frac{n(n+1)}{2}(p+q+1)$  (30 no exemplo anterior), proporcionando uma economia de  $\frac{n(n+1)}{2}(p+q) \left[ \frac{n(n+1)}{2} - 1 \right]$  parâmetros (ou seja, 180 parâmetros deixam de ser estimados, no exemplo dado).

No caso bivariado, usando-se o MGARCH (1, 1) o número de parâmetros reduz-se de 21 para 9. As equações da covariância para esse modelo são:

$$\begin{cases} \sigma_{11,t} = c_{11} + a_{11,1}\varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11,1}\sigma_{11,t-1} \\ \sigma_{12,t} = c_{12} + a_{12,1}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{12,1}\sigma_{12,t-1} \\ \sigma_{22,t} = c_{22} + a_{22,1}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22,1}\sigma_{22,t-1} \end{cases} \quad (42)$$

Ou seja, a variância de uma variável é explicada apenas pelo quadrado de seus erros passados e de sua variância passada, enquanto que a covariância das equações é explicada pelas covariâncias passadas e pelo produto cruzados dos erros passados.

Engle e Kroner (1995) afirmam que a imposição dessas restrições parece ser plausível intuitivamente porque as informações sobre as variâncias são usualmente reveladas nos resíduos quadrados passados e nas variâncias passadas; e se as variâncias alteram-se vagarosamente, o resíduos quadrados passados e as variâncias passadas devem ser capazes de prever as variâncias futuras. O mesmo comportamento aconteceria no caso das covariâncias. Isso significa afirmar que as informações sobre as variâncias dadas pelas covariâncias, e sobre estas dadas por aquelas, são negligenciáveis.

## 9.2 O modelo Bekk

Além do problema do excessivo número de parâmetros a serem estimados, é preciso garantir que a matriz de covariância seja positiva semidefinida em cada momento do tempo (ver outros questionamentos em Gouriéroux, 1997). Mas isso não é possível por meio da formulação anterior de maneira prática. (Engle e Kroner, 1995) Condições que crescem na proporção do crescimento do número de parâmetros têm que ser impostas.

Engle e Kroner (1995) impõem a restrição de matrizes positivas definidas. Esse tipo de imposição é pouco restritivo, pois pouquíssimos modelos Vech não poderiam ser substituídos pelo Bekk. Formalmente:

$$\Sigma_t = F'F + \sum_{i=1}^q D_i' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' D_i + \sum_{j=1}^p E_j' \Sigma_{t-j} E_j \quad (43)$$

onde  $F, D_i, E_j$  são matrizes  $n \times n$ .

Exemplificando-se para  $n = 2, p = q = 1$ , tem-se:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t} & \sigma_{12,t} \\ \sigma_{21,t} & \sigma_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} \\ f_{21} & f_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} \\ f_{21} & f_{22} \end{bmatrix} + \\ &+ \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} + \\ &+ \begin{bmatrix} e_{11} & e_{12} \\ e_{21} & e_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{12,t-1} \\ \sigma_{21,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{11} & e_{12} \\ e_{21} & e_{22} \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (44)$$

Nessa formulação o número de parâmetros a serem estimados reduz-se de 21 para 12, garantindo-se que a matriz de covariância será positiva semidefinida em cada momento do tempo. Genericamente, o número de parâmetros a serem estimados nesse modelo é

de  $n^2(p + q + 1)$ , o que proporciona uma economia de  $\frac{n(n-1)}{4} [(p+q)n(n+3) - 2]$  parâmetros que não serão estimados, relativamente ao modelo Vech.<sup>12</sup>

### 9.3 O modelo de correlação condicional constante

As dificuldades para se estimar os modelos Vech e Bekk são inúmeras, particularmente em termos computacionais. Bollerslev (1990) propôs um modelo em que as covariâncias condicionais são parametrizadas de modo a serem proporcionais ao produto dos desvios padrões correspondentes. (Bollerslev, Engle e Nelson, 1994) Isso diminui a intensidade computacional requerida para estimar o modelo e torna mais fácil impor as condições necessárias para garantir que a matriz de covariância seja positiva semidefinida.

Considere-se a matriz diagonal  $D_t$ ,  $n \times n$ , com covariâncias condicionais ao longo de sua diagonal. Ou seja,  $\{D_t\}_{ii} = \{\Sigma_t\}_{ii}$  e  $\{D_t\}_{ij} \equiv 0, \forall i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, n$ . Seja  $\Gamma_t$  a matriz de correlação condicional, isto é  $\{\Gamma_t\}_{ij} = \{\Sigma_t\}_{ij} \left[ \{\Sigma_t\}_{ii} \{\Sigma_t\}_{jj} \right]^{-\frac{1}{2}}, i, j = 1, 2, \dots, n$ .

O modelo de correlação condicional constante assume, então, que  $\Gamma_t = \Gamma$  é invariante no tempo, de tal modo que a variação temporal em  $\Sigma_t$  é determinada somente pelas variâncias condicionais. Dessa maneira:

$$\Sigma_t = D_t^{\frac{1}{2}} \Gamma D_t^{\frac{1}{2}} \quad (45)$$

Considerando que a variância condicional ao longo de  $D_t$  devem ser todas positivas e assumindo que  $\Gamma$  seja positiva definida, a seqüência de matrizes de covariância condicional,  $\{\Sigma_t\}_{t=1, T}$ , é positiva definida quase certamente para todo  $t$ . Além disso, a inversa de  $\Sigma_t$  é simplesmente:

12 As inter-relações entre os modelos Vech e Bekk estão formuladas em Engle e Kroner (1995).



$$\Sigma_t^{-1} = D_t^{-\frac{1}{2}} \Gamma^{-1} D_t^{-\frac{1}{2}} \quad (46)$$

Com essa formulação é possível concentrar a função de verossimilhança em  $\Gamma$ , simplificando bastante a estimação. Além disso, não é mais preciso inverter a matriz  $\Sigma_t$   $T$  vezes; basta apenas a inversão da matriz  $\Gamma$ , haja vista que as matrizes  $D_t$  são diagonais. (Gouriéroux, 1997) Por exemplo, no caso bivariado tem-se a seguinte formulação:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sqrt{\sigma_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{\sigma_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{\sigma_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{\sigma_{22,t}} \end{bmatrix} \quad (47)$$

Segundo Bera e Higgins (1995), é óbvio que a principal restrição a essa formulação é a forte hipótese de que a correlação é constante. Bera e Roth (1991, *apud* Bera e Higgins, 1995) sugerem um teste para verificar se a correlação é constante e rejeitam esta hipótese nula em muitas séries financeiras.

Outra formulação possível são os modelos fatoriais (ver Bera e Higgins, 1995; Bollerslev, Engle e Nelson, 1994; Gouriéroux, 1997 e suas referências).

#### 9.4 Estimação

Definida a formulação do modelo, é preciso estimá-lo. No caso de se supor normalidade multivariada para os resíduos, a função de verossimilhança linearizada condicionada às  $\mu$  matrizes de covariância iniciais assim se apresenta (ver Bollerslev, Engle e Nelson, 1994):

$$l(\Theta; \Psi) = -n \frac{T - \mu}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=\mu+1}^T \ln |\Sigma_t| - \sum_{t=\mu+1}^T \frac{\varepsilon_t' \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t}{2} \quad (48)$$

onde:

$\Psi$  é o vetor de parâmetros a serem estimados nas equações de covariância;

$$\Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_\mu = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \varepsilon_t}{T},$$

$$\mu = \max[p, q]$$

Conforme atestam Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988), a estimativa de máxima verossimilhança para os parâmetros, dadas algumas condições de regularidade, será assintoticamente normal e não-viesada com matriz de covariância igual à inversa da matriz de informação de Fischer (ver Ramanathan, 1993) e, portanto, os procedimentos tradicionais de inferência podem ser imediatamente procedidos.

No caso de se considerar como distribuição condicional a *t-Student* multivariada, assim será a sua função de verossimilhança:

$$l(\Theta; \Psi) = -\frac{T-\mu}{2} \ln \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) \sqrt{(\nu-2)\pi}} - \frac{1}{2} \sum_{t=\mu+1}^T \ln |\Sigma_t| - \frac{\nu+n}{2} \sum_{t=\mu+1}^T \ln \left( 1 + \frac{\varepsilon_t' \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t}{\nu-2} \right) \quad (49)$$

### 9.5 Restrições e inferência

Para que uma das funções acima seja maximizada é preciso impor restrições para garantir que a matriz de covariância seja positiva definida. Por isso, estima-se a função de verossimilhança sujeita à restrição de que os autovalores da matriz de covariância condicional sejam simultaneamente maiores do que zero.

Para garantir que a série seja estacionária é preciso que as raízes da seguinte polinomial estejam fora do círculo unitário:

$$\left| I - \sum_{i=1}^{\max[p,q]} (\alpha_i + \beta_i) \lambda^i \right| = 0 \quad (50)$$

onde  $\lambda$  é o autovalor associado a cada dos autovetores.

Como os parâmetros são restritos, surgem sérias dificuldades para a inferência estatística. O método usual de inferência estatística, o cálculo da matriz de covariância e construção da estatística *t*, a partir dos desvios padrões dos parâmetros, não funciona quando as restrições

envolvem desigualdades. Isso se deve ao fato de que as regiões de confiança não serão simétricas em relação às estimativas. Para superar essa dificuldade pode-se computar os limites de confiança por intermédio de simulações (ver Schoenberg, 1997).

## 9.6 Conclusão

Além das objeções levantadas anteriormente para a formulação do MGARCH, Bollerslev, Engle e Nelson (1994) adicionam as seguintes: é preciso reconhecer como se dá a causalidade de Granger na variância, *i.e.*, verificar se existe alguma formulação passada que prediz melhor do que outra. A outra consideração é verificar se as correlações dos coeficientes de regressão são variantes no tempo e, se são, verificar se têm as mesmas propriedades de persistência como as variâncias. Uma terceira preocupação deve ser com relação à combinação linear de variáveis ou carteiras com menor persistência do que as séries ou ativos individualmente. Finalmente, a mais natural questão trata de como se propagam os efeitos assimétricos nesse espaço multivariado.

A definição do modelo GARCH multivariado a ser usado pode seguir a mesma formulação da seção 4, considerando-se os determinantes da variância e o produto de  $\varepsilon_t$  quando pós-multiplicado pelo seu transposto. Por exemplo, a equação (26) fica, no contexto multivariado, da seguinte forma:

$$E_1 = \sum_{t=1}^T |\varepsilon_t \varepsilon_t' - \Sigma_t| \quad (51)$$

## 10 Considerações finais

Neste artigo procurou-se apresentar sistematicamente os modelos GARCH, inclusive mostrando-se duas extensões importantes relativas à especificação univariada mais geral e à multivariada. O propósito foi facilitar a compreensão de seu funcionamento e ressaltar alguns problemas teóricos e práticos que surgem quando se trabalha com dados empíricos. Detalhes a respeito de especificação, verificação e estimação foram abordados.

Acredita-se que a contribuição deveu-se também ao fato de trazer para língua portuguesa, pela primeira vez, as diversas variantes dos modelos GARCH. Em língua inglesa, trabalhos desse tipo encontram-se em Bera e Higgins (1995) e Bollerslev, Engle e Nelson (1994), além de inúmeros capítulos de livros dedicados especialmente a este assunto.

Em termos de resultados empíricos, grande parte dos artigos citados ao longo deste trabalho mostra alguma aplicação. Adicionalmente, Issler (1999) usa os modelos GARCH univariados em séries financeiras brasileiras; Bueno (1999) aplica modelos multivariados para mercados futuros brasileiros; Bansal e Yaron (2000) apresentam um exemplo de aplicação em finanças para modelos de equilíbrio geral com agente representativo, como forma de replicar fatos estilizados observados no mercado financeiro.

Novos modelos e testes continuam sendo desenvolvidos, como, por exemplo, o modelo com variância condicional e mudança de regime (ver Franses e Dijk, 2000 e Hamilton e Susmel, 1994), e testes quando a equação da média tem sido mal especificada (ver Lumsdaine e Ng, 1999).

## Bibliografia

- Baillie, Richard T., Bollerslev, Tim. A multivariate generalized ARCH approach to modeling risk premia in forward foreign rate markets. *Journal of International Money and Finance*, v. 9, p. 309-324, 1990.
- Bansal, Ravi; Yaron, Amir. Risks for the long run: a potential resolution of asset pricing puzzles. *Working Paper*, The Wharton School, 2000.
- Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E., Hausman, J. A. Estimation and inference in nonlinear structural models. *Journal of Economic and Social Measurement*, v. 3/4, p. 653-665, 1974.
- Bera, Anil K., Higgins, Mathew L. On ARCH models: properties, estimation and testing. In: Oxley, Les et alii. *Surveys in econometrics*. Oxford: Blackwell, 1995.
- Bollerslev, Tim. Modelling coherence in the short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH approach. *Review of Economics and Statistics*, v. 72, p. 498-505, 1990.
- Bollerslev, Tim; Chou, Ray Y., Kroner, Kenneth F. ARCH modeling in finance. *Journal of Econometrics*, v. 52, n. 1, p. 5-59, 1992.
- Bollerslev, Tim; Engle, Robert F., Nelson, Daniel B. Arch models, ch. 49. In: Engle, Robert F.; Mcfadden, Daniel L., *Handbook of econometrics*, v. 4. Amsterdam: Elsevier Science, 1994.
- Bollerslev, Tim; Engle Robert F., Wooldridge, Jeffrey M. A capital asset pricing model with time varying covariances. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 1, p. 116-131, 1988.

- Bollerslev, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.
- \_\_\_\_\_. A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Review of Economics and Statistics*, v. 69, p. 542-547, 1987
- Box, George E., Jenkins, Gwilyn M., Reinsel, Gregory C. *Time series analysis: forecasting and control*. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1994.
- Brockwell, Peter; Davis, Richard A. *Time series: theory and methods*. 2.<sup>nd</sup> ed. [5.<sup>th</sup> printing]. New York: Springer-Verlag, 1991.
- Bueno, Rodrigo D. L. S. *GARCH multivariado e taxa ótima de "hedge"* 1999. Dissertação (Mestrado). IPE-FEA/USP, São Paulo.
- Davidson, Russel; Mackinnon, James G. *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford, 1993.
- Enders, Walter. *Applied econometrics time series*. New York: Wiley, 1995.
- Engle, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.
- Engle, Robert F.; Kroner, Kenneth F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, v. 11, p. 122-150, 1995.
- Engle, Robert F., Lilien, David M., Robins, Russel P. P. Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 391-407, 1987
- Franses, Philip H.; Dijk, Dick van. *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge: Cambridge, 2000.
- Gouriéroux, Christian. *ARCH models and financial applications*. New York: Springer-Verlag, 1997.
- Hegerud, Gustaf E. Specification tests for asymmetric GARCH. Unpublished paper, Department of Finance, Stockholm School of Economics, Jan/1997.
- Hamilton, James D. *Time series analysis*. Princeton: Princeton, 1994.
- Hamilton, James D.; Susmel, Raul. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, v. 64, n. 1-2, p 307-33, 1994.

- Harvey, Andrew C. *Forecasting structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge, 1989.
- Harvey, Andrew; Ruiz, Esther; Sentana, Enrique. Unobserved component time series models with ARCH disturbances. *Journal of Econometrics*, v. 52, p. 129-157, 1992.
- Harvey, Andrew; Ruiz, Esther; Shephard, Neil. Multivariate stochastic variance models. *Review of Economic Studies*, v. 61, p. 247-264, 1994.
- Hentschel, Ludger. All in the family nesting symmetric and asymmetric GARCH models. *Journal of Financial Economics*, v. 39, p. 71-104, 1995.
- Heynen, Ronald C. Volatility prediction: a comparison of the stochastic volatility, GARCH (1, 1), and EGARCH (1, 1) models. *Journal of Derivatives*, p. 50-65, Winter 1994.
- Issler, João V. Estimating and forecasting the volatility of Brazilian finance series using ARCH models. *Revista de Econometria*, v. 19, n. 1, p. 5-56, 1999.
- Johnston, Jack; Dinardo, John. *Econometric methods*. 4.<sup>th</sup> ed. New York: McGraw-Hill, 1997.
- Judge *et alii*. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. 2.<sup>nd</sup> ed. New York: Wiley, 1988.
- Lee, John H. H. A Lagrange multiplier test for GARCH models. *Economic Letters*, v. 37, p. 265-271, 1991.
- Lintner, John. The valuation and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economic and Statistics*, v. 47, p. 13-37, 1965.
- Lumsdaine, Robin L. Consistency and asymptotic normality of the quasi-maximum likelihood estimator in IGARCH(1, 1) and covariance stationary GARCH(1, 1). *Econometrica*, v. 64, p. 561-573, 1996.
- Lumsdaine, Robin L., Ng, Serena. Testing for ARCH in the presence of a possibly misspecified conditional mean. *Journal of Econometrics*, v. 93, n. 2, p. 257-79, 1999.
- Lütkepohl, H. *Introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer-Verlag, 1991.
- Mills, Terence C. *Time series techniques for economists*. Cambridge: Cambridge, 1990.
- \_\_\_\_\_. *The econometric modelling of financial time series*. 2.<sup>nd</sup> ed. Cambridge: Cambridge, 1999.

Nelson, Daniel B. Conditional heteroscedasticity in asset returns. *Econometrica*, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

\_\_\_\_\_. Modelling stock market volatility changes. ASA: Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, p. 93-98, 1989. In: Rossi, Peter E. *Modelling stock market volatility: bridging the gap to continuous time*. San Diego: Academic Press, 1996.

Nelson, Daniel B., Cao, Charles Q. Inequality constraints in the univariate GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 2, p. 229-235, 1992.

Priestley, Maurice B. *Spectral analysis and time series*, v. 1/2. London: Academic Press, 1981.

Ramanathan, Ramu. *Statistical methods in econometrics*. San Diego: Academic Press, 1993.

Schoenberg, Ronald. Simulation of Bayesian posterior distributions of parameters of constrained models. Unpublished paper, The University of Washington, Aug/1997

Sharpe, William F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

Spanos, Aris. *Statistical foundations of econometric modelling*. Cambridge: Cambridge, 1986.

White, Halbert. A heteroskedasticity consistent covariance estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980.

\_\_\_\_\_. *Asymptotic theory for econometricians*. 2.<sup>nd</sup> ed. San Diego: Academic Press, 2000.





# Modelling rural labor: an application to Sao Paulo, Brazil\*

Francisco Alberto Pino<sup>§</sup>  
Vera Lúcia Ferraz dos Santos Francisco<sup>□</sup>  
Mário Antônio Margarido<sup>†</sup>  
Maria Carlota Meloni Vicente<sup>‡</sup>

## RESUMO

A questão de modelar o trabalho rural é discutida, sugerindo-se um modelo de regressões aparentemente não relacionadas (SUR). Apresenta-se uma aplicação analisando três categorias de trabalho no Estado de São Paulo: trabalhadores familiares do proprietário, trabalhadores permanentes e trabalhadores temporários. O teste de Breusch-Pagan resultou significativo, indicando a necessidade de uso do SUR.

**Palavras-chave:** trabalho rural; tecnologia; regressões aparentemente não relacionadas (SUR).

## ABSTRACT

The question of modelling rural labor is discussed and a seemingly unrelated regressions (SUR) model is suggested. An application is presented analyzing three labor categories in the State of Sao Paulo, Brazil: farmer's family workers, permanent workers and temporary workers. A significant Breusch-Pagan test indicates the need of SUR.

**Key words:** rural labor; technology; seemingly unrelated regressions (SUR).

**JEL classification:** C00, C31, J00, J43.

---

\* The authors wish to thank the researchers Alceu A. Veiga F<sup>o</sup>, Celso L. R. Vegro, Dr. Antonio A. Amaro, Eloisa E. Bortoleto, Sebastião Nogueira Jr., Alfredo Tsunechiro and Waldemar P. Camargo F<sup>o</sup> for the comments and suggestions.

§ Agronomist, Dr., Institute of Agricultural Economics, Sao Paulo, Brazil. E-mail: [pino@iea.sp.gov.br](mailto:pino@iea.sp.gov.br).

□ Statistician, Institute of Agricultural Economics, Sao Paulo, Brazil. E-mail: [veralfrancisco@iea.sp.gov.br](mailto:veralfrancisco@iea.sp.gov.br).

† Economist, Dr., Institute of Agricultural Economics, Sao Paulo, Brazil. E-mail: [mamargarido@iea.sp.gov.br](mailto:mamargarido@iea.sp.gov.br).

‡ Agronomist, Dr., Institute of Agricultural Economics, Sao Paulo, Brazil. E-mail: [carlota@iea.sp.gov.br](mailto:carlota@iea.sp.gov.br).

## 1 Introduction

Several assumptions are usual when dealing with labor in agriculture: traditionally workmanship is transferred from agriculture to other economy sectors; agriculture uses less skilled workers; cattle-breeding uses less workers than plant-cultivation; technology innovations have a tendency to decrease labor demand. But these assumptions are seldom tested on field conditions. So, the general aim of this paper is to establish an econometric model for rural labor based on farm features, with an application to Sao Paulo State, Brazil.

The number of workers in rural activities in this state has changed along time, from 1,583 thousand people (in 1970), to 1,467 (1979), 1,625 (1988), 1,497 (1990), 1,185 (1997) and 1,273 (1999), due to structural changes but also to conjuncture oscillations. (Vicente and Baptistella, 1986; Baptistella *et al.*, 2000) The modernization process of agriculture has partially transformed home farming to business farming - mainly for sugar cane and citrus crops -, modifying labor relationships. In the last three decades of 20<sup>th</sup> century, farmers absenteeism, hired labor and temporary labor have increased, as long as traditional labor relationship such as tenant farmers tended to decrease. (Garcia, 1986; Baptistella *et al.*, 2000) The use of modern agricultural machinery and inputs increased land and labor productivity. (Gonçalves, 1997) However, the slower modernization of harvesting augmented labor seasonality and the need for temporary workers. (Graziano da Silva, 1980) The mechanization of the last production step - the harvesting - in soybean, corn, wheat and others is now substituting temporary labor for skilled permanent labor. (Borba, 1994; Ricci, 1994)

This paper does not deal with labor demand and supply, but with the effects of agronomy variables over rural workers occupation. Other kinds of analysis are met in the literature, such as relating agricultural production and labor demand (Astroga Lira and Commander, 1989), or modelling rural employment changes (Schmitt, 2000), or studying labor in the context of stochastic processes (Amano and Wirjanto, 1997). See also Hamermesh (1999) for a discussion on modelling labor.

## 2 Theoretical model and hypotheses

The model for rural labor is expected to give the average use of different kinds of human labor in a specified rural area as a set of technical coefficients. Hence, large and small farmers should be included, economically efficient or not, typical or not, at several soils and climates, producing any kind of rural commodities. Moreover, if the data arise from a census, it is also expected the model to reflect reality, instead of an ideal situation, as in a model based on data

from an expert choice or any other purposive sample. Four main hypotheses are considered.

The **first hypothesis** is related to the labor categories. We assume that along time Brazilian agricultural production started with the labor of the farmer family, changed to family enterprises and then to enterprises. So, the first kind of labor to appear was the **farmer's family labor**, i.e., the farmer and his relatives labor. Mathematically the number of family members working at the farm (F) should be written as a function of a variables set U:

$$F = f_1(U)$$

When this category of labor is not enough the farmer looks rather for permanent workers, i.e., the number of **permanent workers** (P) in the farm should be written as a function of the same variables set U and also the number of family members already working at the farm:

$$P = f_2(U, F)$$

At last, when farmer's family labor plus permanent workers labor is not enough (mainly due to production seasonality, but also to other fast variations on the labor demand) the farmer looks for temporary workers, so the number of **temporary workers** (T) in the farm should be written as a function of the same variables set U, the number of family members and the number of permanent workers already working at the farm:

$$T = f_3(U, F, P)$$

The **second hypothesis** is related to the rural business size. Labor in a farm is obviously a function of the rural business size, measured by the cultivated area or the number of animals. Therefore, the variables set U has to include the cultivated area of the main crops and the number of animals of cattle and poultry. The level of each individual rural activity should be positively (as usually) or negatively related to each kind of labor. E.g., if a rural business is typical of home farms, it should be positively related to the number of farmer's family members working at the farm, but negatively related to number of temporary workers. The opposite should happen if the rural business is typical of business farms.

The **third hypothesis** is related to the interactions between rural activities. The **interaction**<sup>1</sup> between two rural activities may change the number of workers in each kind of labor,

---

1 The word interaction is used here in a statistical sense, as in experimental analysis.

negatively (as usual) or positively. Given two rural activities, two situations may occur: a) both activities influence the number of workers in the same way, i.e., both negatively or both positively. In this case, the interaction will have the opposite sign; b) the activities influence the number of workers with opposite signs. In this case, the interaction will have an intermediate effect, and may be negative, null or positive.

Note that, in the context of this paper, if two rural activities never occur in the same farm during the same year, then the interaction will be null. On the other hand, if they always occur together in the same farm during the same year, then the individual effects over rural labor may not be shared, so they have to be jointly estimated. Therefore, the interaction may be estimated in the intermediate situations, i.e., if the activities may occur both together or not in the same farm. However, even if the interaction is significant this does not imply synergy between the two activities, although the opposite is usually true.

Finally, the interaction may be additive or multiplicative. In the former case, both activities are developed in the same area, e.g., corn may be planted between two rows of coffee trees. In the latter case, the activities are developed in the same farm but not necessarily in the same area.

The **fourth hypothesis** is related to other factors. Other variables besides the rural activity level or size seems to influence the amount of labor in a farm, as the farmer profile, the production technology and the administration technology. Characteristics as a home farm or a business farm,<sup>2</sup> a resident or an absentee farmer, the farmer educational level, and the degree of organization of the farmers (in producers co-operatives, associations or syndicates) should influence each labor category. In fact, it is expected business farms to employ more temporary workers and less farmer's family members, as well as absentee farmers to employ more permanent workers and less members from his own family. Some technologies or production techniques may increase labor productivity, diminishing the number of workers. Nevertheless, there are two cases to consider: a) In a home farm, some technologies allow the farmer's family members themselves to be more productive, avoiding other labor categories, so these technologies will be positively related to the number of farmer's family workers and negatively related to the number of workers, both permanent and temporary; b) In a business farm, some technologies increase permanent workers productivity, diminishing the demand for temporary labor, so these technologies will be negatively related to the number of temporary workers.

---

2 In this paper the expressions "home farm" and "business farm" will not be rigorously defined. In a broad sense, a home farm will be seen as a small business managed by the owner, in opposition to the business farm, seen as an enterprise managed by the owner himself or by professionals.

Some technologies also substitute non-qualified workers by a less amount of qualified workers, earning higher salaries, discharging human being from excessively hard tasks, as well, e.g., in the sugar-cane harvest. Other technologies increase the land (or the animals) productivity, so demanding more permanent and temporary workers. Technological adoption may also depend on the geographical region (topography, soil and climate), farm size, crops, etc.

### 3 Model estimation

The proposed theoretical model points out to a model with several related equations. In fact, a shock affecting the demand for one of the labor categories may affect the demand for another category in a substitution effect, i.e., the effect over one equation may be transferred to the other equations via the disturbance terms. (Kennedy, 1998) If so, the errors will be contemporaneously correlated, violating one of the hypotheses of the ordinary least squares method. Hence, jointly estimating the equations will give more efficient estimates comparatively to a single equation. Equations with contemporaneous correlation were called seemingly unrelated by Zellner (1962).<sup>3</sup> The correlation between the disturbance terms do not occur inside each equation, but among the equations of the system. (Pindick and Rubinfeld, 1998)

The Statistical Analysis Software (SAS®) has been used for estimation (see for detail SAS, 2002; Zellner, 1962; Greene, 2000; Griffiths *et al.*, 1993; Judge *et al.*, 1988, Johnston and DiNardo, 1997; Pindyck and Rubinfeld, 1998).

Breusch and Pagan (1980) developed the following statistical test to detect the existence of contemporaneous correlation, in order to decide for using SUR:

$$\lambda = n \sum_{i=2}^m \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$$

where  $n$  is the number of observations and  $r_{ij}^2$  is the squared correlation, defined by

$$r_{ij}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{ij}^2}{\hat{\sigma}_{ii} \hat{\sigma}_{jj}}$$

---

3 See Hill *et al.* (1997).

This is used to test the following hypotheses:

$H_0$   $\sigma_{ij} = 0$ , the contemporaneous covariance equals zero for all  $i \in j$ ,  $i \neq j$ ;

$H_A$ . at least one covariance does not equal zero.

Under the hypothesis  $H_0$ ,  $\lambda$  is asymptotically distributed as  $\chi^2$  with  $m(m-1)/2$  degrees of freedom, and the null hypothesis is rejected for high values of  $\lambda$ .

#### 4 Application

The model has been applied to rural labor in the State of Sao Paulo, Brazil, using data from an agricultural census known as LUPA Project, surveyed in 1995-96, with 277.149 observations,<sup>4</sup> each corresponding to a farm. Some crops were grouped into classes such horticulture because they were mainly explored in a combined way and their effects could not be shared. (Pino *et al.*, 2000a; Pino and Francisco, 1999)

There are three equations in the system: the first for the number of farmer's family members working at the farm (simplified to familiar model), the second for the number of permanent workers at the farm (simplified to permanent workers model) and the third for the maximum number of temporary workers<sup>5</sup> at the farm (simplified to temporary workers model). The units of the estimated coefficients are the following: number of people per hectare (when the independent variable is a cultivated area), number of people per animal (for cattle and poultry), number of people per unit (for machines and others) and number of people per farm (for the intercept, other crops, other animals, and dummy variables). The complete estimation results of almost 400 variables (including almost 300 interactions) will not be presented here, and only few estimates will be analyzed, concerning to the main variables.

The Breusch-Pagan test is highly significant ( $\lambda = 2,598.552$ ), so the hypothesis that contemporaneous covariances equal zero is rejected. Therefore, the seemingly unrelated regressions approach must be used.

4 A few observations were disregarded due to errors.

5 Note that the temporary labor is represented by the maximum number of workers contracted during one year, because this variable is strongly seasonal and the maximum was the only proxy available in that survey.

## 4.1 Human variables

The intercept in each model means the average initial level of labor, from which the number of people is added or subtracted depending on the value of each variable. It showed to be significant in the first and the third models, so we start with the average of almost one (0.8) farmer's family members in each farm, almost zero permanent workers and almost 3 temporary workers.

The maximum number of temporary workers is negatively related to the number of farmer's family workers and positively related to the number of permanent workers, which is consistent since farmer's family workers are related to home farms, but the others are related to business farms. Non-absentee farmers add one family worker but subtracts one permanent worker. The existence of settled landless laborers is positively related to familiar and permanent labor but negatively to temporary workers, as should be expected, since they like small farmers. The opposite occurs with tenant farmers, which are negatively related to familiar labor and negatively to temporary labor.

## 4.2 Agriculture and livestock

From the labor point of view the sugar cane (industry and fodder) showed to be the most important crop variable, using almost 2 permanent workers and the maximum of 29 temporary workers per 100 ha (farmer's family workers are negligible). It has the major planted area in the state of Sao Paulo, with 2.9 million ha and 97% of single cultivation. (Pino and Francisco, 1999) The interaction sugar cane x citrus is consistent and probably occurs in the frontier between the producing regions. It adds farmer's family workers and subtracts temporary workers (probably transformed into permanent workers). The interactions with eucalyptus and pine tree occur also regionally. Some interactions with *Leguminosae* plants (peanut, bean, soybean) occur while reforming sugar cane plantations (in the state, most peanut is intertilled with sugar cane, according to Pino and Francisco, 1999). In most cases, sugar cane cultivation is associated to business farming. However, the interactions with cotton, rice, poultry, cattle and coffee may be associated to home farming. At last, note that sugar cane farmers (and sugar factories owners) are usually absentee.

The citrus<sup>6</sup> crops used 3 permanent workers and the maximum of more than 7 temporary workers per 100 ha. These results are consistent with the 8.1 workers per 100 ha occupied in

---

6 Includes oranges, tangerines, mandarins, lemons, citron, sour orange, sweet lime, grapefruit, and others.

citrus cultivation, in 1996, according to SEADE (2001). Orange has the third planted area in the state, with 98% of single cultivation and Sao Paulo is the main world producer. It is cultivated on medium and large farms, widely using modern inputs, such as fertilizers, pesticides and agricultural machinery, and requiring hired workers, both permanent and temporary. (Martinelli Jr., 1987) Orange combined with corn is positively related to farmer's family workers.

Coffee crops used almost 5 permanent workers and the maximum of 28 temporary workers per 100 ha. These results are consistent with the 35.5 workers per 100 ha occupied in this crop, in 1996, according to SEADE (2001). Since the number of trees per hectare has increased in the last decade - and is still increasing - the number of trees and the number of trees per hectare were also considered in the models. The former showed to be positively correlated to the number of permanent workers and the latter to the number of farmer's family workers, although with negligible values. At that, one concludes that thicker coffee cultivation demand more labor. An important interaction is coffee x cattle (dairy), negatively correlated with permanent workers. Some others are feasible, such as with corn, peanut (green manure), citrus, sugarcane, poultry, hog.

The second crop in terms of planted area is the corn, with only 63% in single crops, and adding one permanent worker and decreasing 5 temporary workers per 100 ha (according to SEADE, 2001, only 1.5 worker per 100 ha was occupied in corn cultivation, in 1996). These results indicate a strongly technical cultivation in all production steps, demanding skilled workers. Corn is used in the state to feed hog and poultry, but less for cattle, thence the corresponding interactions.

Soybean adds 5 temporary workers per 100ha (according to SEADE, 2001, 1.7 worker per 100 ha was occupied, in 1996). Since it is mechanically harvested, temporary workers are probably used in other tasks. Soybean is often cultivated in rotation with corn and sorghum. Soybean plus sorghum is positively related to farmer's family workers, but the interaction soybean x sorghum subtracts 2 temporary workers at each 100 x 100 ha. The interaction soybean x corn is negatively related to permanent workers. Almost all sorghum (and a part of corn) is planted in rotation with soybean in the state of Sao Paulo. Only industrialized soybean bran is used to feed cattle, hog and poultry. These results are consistent with the fact that soybean is cultivated in medium and large farms, with intensive use of technology (inputs and machinery), thus saving labor.

Cotton adds 18 temporary workers per 100 ha, because it has to be harvested in a short time and it is only partially mechanized (in the larger farms with good topographical conditions),



although there are strong regional differences of technological levels. According to SEADE (2001) 16.7 workers per 100 ha were occupied, in 1996.

Horticulture,<sup>7</sup> a typical home farming, cultivated in small areas, adds few farmer's family workers, 4 permanent workers and subtracts 7 temporary workers per 100 ha. These crops require intensive labor and care, thence the positive relationship to farmer's family and permanent workers. The general behavior of horticulture is similar for corn, grape and guava. Grape adds 29 skilled permanent workers per 100 ha, including share-croppers.

Sao Paulo is the main Brazilian producer of rubber tree, most planted by tenant farmers, thereupon adding 4 permanent workers and subtracting 1 farmer's family worker and 19 temporary workers per 100 ha. Labor is less necessary to form the rubber plantation, but important to keep the production from the 10<sup>th</sup> to the 30<sup>th</sup> year. (Toledo and Ghilardi, 2000) The interactions with several annual crops are relevant to maintain the tenant farmers during the first years, such as corn, peanut and bean. As a matter of fact, corn occurs in 35% of the farms with rubber tree (Pino *et al.*, 2000b) and the cultivation of corn between lines of rubber tree is the main tillage combination of the latter crop. (Pino and Francisco, 1999)

Bean adds farmer's family and temporary workers; it is accomplished in three harvests per year, only 44% in single cultivation, with irrigation in the winter, most with mechanized planting and manuring, and chemical weeding. (Mello, 2000) Cassava, onion, passion fruit and sweet potato add only farmer's family members. Cassava is largely cultivated in small business farms, with handy harvesting (mechanization is not economically feasible yet). Flowers<sup>8</sup> and peach add only (skilled in the former crop) permanent workers. Like soybean and cotton, macadamia nut and peanut add only temporary workers. Mango adds farmer's family and subtracts temporary workers, banana adds permanent and subtracts temporary workers, eucalyptus subtracts farmer's family and adds permanent workers, potato subtracts permanent workers, coconut, paran pine and triticale subtracts farmer's family workers. Some crops appear in the models only as part of interactions: avocado, black-eyed bean, custard-apple, heart of palm, Italian millet, oats, papaya, persimmon, pineapple, rice, strawberry, tomato, watermelon, wheat,

---

7 Includes vegetables such as artichoke, asparagus, beet, broccoli, Brussels sprouts, burdock, cabbages, carrot, cauliflower, celery, chayote, coriander, cucumber, egg-plant, endive, fennel, garden parley, garlic, leek, lettuce, marjoram, okra, oregano, pea, radish, scallion, spinach, Swedish turnip, sweet pepper, Swiss chard, turnip, water-cress, wild chicory, and others.

8 Includes carnation, chrysanthemum, daisy, gladiolus, lily, rose and others.

other tropical fruits (including Barbados cherry, cashew, litchi, melon, pecan tree, pomegranate, prickly pear and others), other non-tropical fruits (including apple, fig, kiwi, nectarine, pear, plum, raspberry and others).

Inverting the coefficient of these variables one obtains the area per worker (*coeteris paribus*, i.e., not considering technology and regional differences), e.g., 57 ha/permanent and 3.5 ha/temporary worker in sugar cane, 29 ha/permanent and 13 ha/temporary worker in citrus, 22 ha/permanent and 4 ha/temporary worker for coffee, 96 ha/permanent worker for corn, 5.5 ha/temporary worker for cotton, 1.5 ha/permanent worker for flowers, 3.5 ha/permanent worker for grape, 23 ha/permanent worker for rubber tree, 4.717 chickens/permanent worker for poultry (egg) or 114.679 chicken/permanent worker for poultry (slaughter). In 1996, these were the values of ha/EHA<sup>9</sup> in the state of Sao Paulo: 7.6 for sugar cane, 12.3 for orange, 2.8 for coffee, 6.0 for cotton, 0.6 for grape, and 4.4 for rubber tree. These data are not directly comparable, since the definitions and methodologies are different, but they support each other in some sense. Fruit crops are more labor intensive than grain, cotton and sugar cane crops, requiring less seasonal skilled labor. The grape cultivation requires more labor than the others (0.6 ha/EHA); the next group is formed by fig, peach and guava (1.1 to 1.3 ha/EHA), followed by passion fruit, banana and watermelon (2.1 to 2.8 ha/EHA); pineapple requires less labor (4.8 ha/EHA).

The results from the models allow us to assert that increasing sugar cane, citrus, coffee, cotton, soybean and bean areas would increase temporary labor. Labor contracts are formal in sugar cane, but only in the largest farms of citrus, coffee and cotton; infant labor is decreasing and has been eliminated in some crops, such as sugar cane and citrus. On the other hand, increasing citrus, coffee, horticulture, rubber tree, flowers and fruits will increase permanent labor. (Amaro *et al.*, 2001)

In the main, extensive cattle-raising does not employ many workers. Asses and mules are positively related to farmer's family workers, mainly in small farms, but has no relationship with the other categories of labor. Cattle for slaughter is negatively related to farmer's family workers and to temporary workers (minus 3 and 37 workers for each 10,000 animals). Dairy cattle diminishes 3 permanent and 12 temporary workers for each 1,000 animals). Those farmers with high productivity dairy cattle have rather use corn (and corn silage) than sugar cane to

---

9 EHA means the labor of an adult man working 8 hours per day during 200 days/year and does not correspond to the number of people working in a given crop. (SEADE, 2001)

feed the animals, except those with intensive grazing. However, sugar cane may be used to feed cattle for slaughter and dual purpose cattle during the winter.

Poultry for eggs adds 21 permanent and subtracts 17 temporary workers for each 100,000 animals. Poultry for slaughter adds 9 permanent and subtracts 20 temporary workers for each 100,000 chickens. The low seasonality of poultry production support permanent rather than temporary labor. Hogs breeding adds almost 2 permanent workers per 1,000 animals. Horses are negatively related to farmer's family workers and adds 2 permanent workers per 100 animals.

### **4.3 Technology, administration and improvements**

As known, agricultural machinery modifies the labor demand in a farm. So, farm tractors adds permanent skilled workers, subtracting the other labor categories. Hitched harvesters are associated to home farming, but each self-propelling directly substitute 11 temporary workers, mainly in sugar cane and grain harvesting (according to FIM, 1996, each sugar cane harvester should substitute up to 120 harvesters). Sugar cane is important for non-skilled migrant workers survival, i.e., native from other Brazilian states looking for temporary jobs. (FIM, 1996) As seen here, these will be the most affected people in the mechanization process of sugar cane harvesting.

The sugar cane loader (usually not self-propelled) is associated to handy harvest, each one adding 7 permanent and 7 temporary workers. This kind of machine needs a skilled worker, usually permanent, not temporary, and it is also related to business farms, probably belonging to or in association with a sugar factory, in which several different farms are harvested together. This facts explain the increasing number of permanent workers. On the other hand, a faster loading operation needs more temporary workers cutting sugar cane. Therefore, it is probable that the existence of sugar cane loader increases the maximum number of temporary workers, but decreasing the period of harvesting. This conjecture may not be proved from this analysis, but it is plausible.

Electricity used in rural activities saves labor, decreasing both farmer's family and temporary workers. As a matter of fact, electricity allows the use of technologies affecting labor. Nevertheless, some technologies improving agricultural production may increase labor demand, such as chisel plow, irrigation, subsoiling and even soil conservationist practices (including soil conservation, soil analysis and liming).

Some technologies save labor but adding skilled permanent labor,<sup>10</sup> such as tractors and hitched harvesters, others, such as self-propelled harvesters, only save labor. Some technologies increase land productivity, such as chisel plow (characteristic of home farming), subsoiling (usually in large farms with sugar cane), green manure and small tractors (usually in small farms with horticulture), bred or selected seeds (usually in soybean, corn and bean), and soil conservation practices, add some kind of labor.

Some crops are technologically homogeneous, i.e., small and large producers use almost the same technology, e.g., soybean; others are heterogeneous, e.g., corn, bean, cotton, peanut and rice.

Cattle-breeding technology such as artificial insemination, cattle confinement, intensive grazing, and milk cooler are negatively associated to some labor categories. On the other hand, cool chamber and milking machine demand skilled permanent workers but not temporary workers.

The way a farm is managed also affects labor demand. Book-keeping and the use of computers are indicators of business farming - less than 1% of the farms up to 1 ha used computers, compared to 65% of those from 5,000 to 10,000 ha (Francisco and Martin, 1999); moreover, book-keeping and computers are useful in controlling and paying a lot of workers, specially the temporary ones. Larger farms with sugar cane and citrus use computers to control all the tasks, registering absences, striking and performance of each worker. (Ricci *et al.*, 1994) Hence, they are negatively related to the number of farmer's family workers and positively related to the maximum number of temporary workers and to the number of permanent workers. Using credit increases all the categories of labor, probably because it allows a higher production level; using private and/or governmental technical assistance also increases farmer's family and temporary labor, due to the same reason and also because it allows the farmer to avoid some kinds of skilled workers.

Some improvements also affect the labor demand. Small industries, such as brick factories, sugar mills and flour mills are related to home farming. Also does the existence of greenhouse, usual in horticulture, flowers cultivation and nursery-garden, as well as the existence of ration mills. Packing houses are positively related to farmer's family and permanent workers, since they need skilled and well trained workers. The existence of houses and churches are positively related to all the labor categories. Houses, laboratories and the large sugar factories are strongly related to permanent workers, as should be expected. Dams, processing machines and

---

10 Recently contracted through a special enterprise, not directly by the farmer.

grain elevator decrease permanent workers. Warehouses and grain dryers are positively related to temporary labor.

Finally, it is remarkable that in recent years some skilled permanent workers have been not directly contracted by the farmer, but through a specialized enterprise.

#### 4.4 Geographical variables

The variables related to the geographical space probably reflect different soil and climate conditions, but in a larger area should also reflect different human cultures and different rural activities combinations. In the state of Sao Paulo, permanent workers are positively related to the southern regions (Itapeva, Presidente Venceslau and Assis) and negatively to the northern ones (Orlândia, Jaboticabal and Barretos). Temporary workers are concentrated in the important agribusiness centers of Ribeirão Preto, Jaú, Barretos and Jaboticabal, but negatively related to the neighbor region of Araraquara. Farmer's family workers are positively related to a less developed region (Itapeva) and to a region with many settled landless laborers (Presidente Venceslau, also known as Pontal do Paranapanema).

#### 4.5 Prediction

The estimated models should be used to make some predictions<sup>11</sup> about rural labor in micro or macroeconomic levels. For example, multiplying the planted area with sugar cane in 1995-96 (2.9 million ha) by the corresponding parameter (and disregarding the iterations) we obtain that sugar cane might have employed 50,799 permanent workers during that years. The same calculations result in 30,216 permanent workers for orange (0.9 million ha), 12,977 for corn (1.2 million ha), 10,584 for coffee (0.2 million ha) and 3,580 for poultry (411 million chickens for slaughter). Some comparable values from independent surveys are the following: 70,323 permanent workers in coffee cultivation (November 2000, unpublished data surveyed as described in Pino *et al.*, 2001), 52,289 (in 1997), 43,548 (in 1998) and 36,246 (in 1999) permanent workers in orange cultivation (Amaro *et al.*, 2001), 70,721 (June 1998) and 54,414 (November 1998) permanent workers (including tenant farmers and others) in sugar cane (unpublished data from a sample survey by the Institute of Agricultural Economics. Although not directly comparable, it is interesting to note the values of 368.961 EHA for sugar cane (includ-

---

11 Sometimes meaning "estimating" an unknown value, others in the sense of "forecasting" a future value.

ing both permanent and temporary labor), 72.735 for orange, 16.115 for corn, and 94.909 for coffee. (SEADE, 2001)

Using the models to predict values at microeconomic level, i.e., at farm level is possible, although less precise. Consider, e.g., the data of three farms from an independent sample survey, taken in November 2000, and compare the observed values and the values predicted by the models.<sup>12</sup> The first farm, coded 003-2124, with 318 ha of sugar cane, 232 ha of orange, 90 ha of corn, 4.84 ha of bean, 2 ha of peanut, and 1.96 ha of eucalyptus, informed no farmer's family workers against zero predicted by the model, 17 permanent workers against 20 predicted, and no temporary workers at the last week, against the maximum number of 105 temporary workers predicted by the model. Obviously, orange and sugar cane crops were already harvested at the time of the sample survey. For the second farm, coded 550-35, with 125.84 ha of orange and 87 animals of dual purpose cattle, we have no observed nor predicted farmer's family workers, 11 observed against 6 predicted permanent workers, and 25 observed in the last week against 34 predicted maximum number of temporary workers. The third farm, coded 032-537, with 503.2 ha of sugar cane and 194 ha of rubber tree, informed 2 non-resident farmer's family workers against 13 predicted by the model, 14 observed against zero predicted permanent workers, and no temporary workers at the last week against 125 of predicted maximum. The reason for the difference in temporary labor is the same as for first farm. The very large number of predicted familiar labor is due to the interaction sugar cane x rubber tree, but in fact, the farm was managed into partnership with a sugar factory, which supplied the permanent labor in substitution to the familiar labor.

The effect of substituting a rural activity by another should also be studied from these models, subtracting the respective parameters (under *coeteris paribus* conditions). Then, substituting 100 ha: a) of citrus by sugar cane subtracts 2 permanent workers, but adds 21 temporary workers to the maximum; b) of citrus by coffee adds one permanent and 20 temporary workers; c) of sugar cane by coffee adds 3 permanent and subtracts one temporary workers; d) of soybean by citrus adds 4 permanent and 3 temporary workers; e) of soybean by coffee adds 5 farmer's family and 23 temporary workers; f) soybean by sugar cane adds 2 permanent and 24 temporary workers.

---

12 These are just examples, since the sample survey did not informed about technological variables. Therefore, the predictions will be somewhat poor.

## 4 Concluding remarks

It is worth while to emphasize that the models presented in this paper reflects an average situation in a large area, such as an state. They include farming, cattle-breeding and forestry at many different technological levels. Although it is not directly applicable to specific situations or to other states, they allow some interesting predictions, such as the effect of substituting a rural activity by another, and the characterization of how several variables influence the use of labor.

Many of the results in this paper support the idea that, contrariwise to what happened during the two foregoing decades, in the nineties the proportion of permanent workers increased while that of temporary workers decreased, but requiring skilled workers able to work in different tasks along the year.

In summa, in the context of this paper, technological adoption may have strong impact over agricultural labor, so it has to be considered in the models. However, it is not treated as essentially bad to create employees, since at long run some functions may be substituted by other better ones. As for the discharging of non-qualified workers, there is no other option as education to transform the no more demanded workers into others more adequate to the needs of modern society.

## References

- Amano, R. A., Wirjanto, T. S. An empirical study of dynamic labor demand with integrated forcing processes. *Journal of Macroeconomics*, v. 19, n. 4, p. 697-715, Fall 1997.
- Amaro, A. A., Vicente, M. C. M., Baptistella, C. S. L. Citricultura paulista: tecnologia e mão-de-obra. *Informações Econômicas*, SP, v. 31, n. 5, p. 35-48, maio de 2001.
- Astorga Lira, E., Commander, S. Agricultural commercialisation and the growth of a migrant labour market in Mexico. *International Labour Review*, v. 128, n. 6, p. 769-789, 1989
- Baptistella, C. S. L.; Vicente, M. C. M., Veiga, J. E. R. Demografia e mercado de trabalho na agricultura paulista nos anos noventas. *Informações Econômicas*, SP, v. 30, n. 5, p. 7-29, maio de 2000.
- Borba, M. M. Z. *Adequação da força de trabalho rural na moderna agricultura da região de Ribeirão Preto*. 1994. 255p. Tese (Doutorado), IE/UNICAMP, Campinas.

- Breusch, T. S., Pagan, A. R. The LaGrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, v. 47, p. 239-254, 1980.
- FIM da queima da cana pode esconder interesses não declarados. *FETAESP em ação*, v. 2, n. 8, p. 9, fev. 1996.
- Francisco, V. L. F. S., Martin, N. B. A informática na agricultura paulista. *Informações Econômicas*, SP, v. 29, n. 11, p. 18-25, nov. 1999.
- Garcia, A. E. B. *Ocupação da mão-de-obra na agricultura do Estado de São Paulo na década de setenta*. São Paulo, IEA, 1986. 52p. (Relatório de Pesquisa, 1/86).
- Graziano da Silva, J. *Progresso técnico e relações de trabalho na agricultura*. 1980. 294p. Tese (Doutorado), IFCH/UNICAMP, Campinas.
- Gonçalves, J. S. *Mudar para manter: análise do processo de pseudomorfose da agricultura brasileira*. 1997 469p. Tese (Doutorado), UNICAMP/IE, Campinas.
- Greene, W. H. *Econometric analysis*. 4th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2000. 1003p.
- Griffiths, W. E.; Hill, R. C.; Judge, G. G. *Learning and practicing econometrics*. New York: John Wiley & Sons, 1993. 866p.
- Hamermesh, D. S. *The art of laborometrics*. Cambridge, MA. National Bureau of Economic Research, Feb. 1999 (NBER Working Paper 6927).
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., Judge, G. G. *Undergraduate econometrics*. New York: John Wiley & Sons, 1997 359p.
- Johnston, J., DiNardo, J. *Econometric methods*. Singapore: McGraw-Hill, 1997 531p.
- Judge, G. G.; Hill, R. C.; Griffiths, W. E.; Lutkepohl, H., Lee, T.-C. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. 2<sup>nd</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, 1988. 1024p.
- Kennedy, P. *A guide to econometrics*. United Kingdom: The MIT Press, 1998. 468p.
- Martinelli Jr., O. *O complexo agroindustrial no Brasil: um estudo sobre a agroindústria citrícola no Estado de São Paulo*. 1987 275p. Dissertação (Mestrado), FEA/USP, São Paulo.
- Mello, N. C. (coord.) Matrizes de coeficientes técnicos de utilização de fatores na produção de culturas anuais no Estado de São Paulo. *Informações Econômicas*, SP, v. 30, n. 5, p. 47-105, maio 2000.



- Pindyck, R. S., Rubinfeld, Daniel L. *Econometric models and economic forecasts*. 4th ed. Singapore: McGraw-Hill, 1998. 634p.
- Pino, F. A. et al. (orgs.) *Levantamento censitário de unidades de produção agrícola no Estado de São Paulo, 1995-96: edição revista e ampliada [CD-ROM]*. São Paulo: IEA/CATI/SAA, 2000a.
- Pino, F. A. et al. Perfil da heveicultura no Estado de São Paulo. *Informações Econômicas*, v. 30, n. 8, p. 7-40, ago. 2000b.
- Pino, F. A., Francisco, V. L. F. S. Combinação de culturas na agricultura paulista. *Informações Econômicas*, SP, v. 29, n. 10, p. 25-60, out. 1999.
- Pino, F. A., Francisco, V. L. F. S., Lorena Neto, B. Previsão e estimativa de safras cafeeiras no Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, v. 48, t. 1, p. 57-68, 2001.
- Ricci, R. (coord.) *Mercado de trabalho do setor sucroalcooleiro no Brasil*. Brasília: IPEA, 1994. 148p. (Estudos de Política Agrícola, 15, Documentos de Trabalho)
- SAS OnlineDoc®. Version eight. Disponível em: <http://www.rz.tu-clausthal.de/sashtml/stat> Acesso em: 27 mar. 2002.
- SEADE. Fundação SEADE. *Sensor Rural*. Disponível em <<http://www.seade.gov.br>> Acesso em 27 jun. 2001.
- Schmitt, B. Economic geography and contemporary rural dynamics: an empirical test on some French regions. *Regional Studies*, v. 33, n. 8, p. 697-711, 2000.
- Toledo, P. E. N., Ghilardi, A. A. Custo de produção e rentabilidade do cultivo da seringueira no Estado de São Paulo. *Informações Econômicas*, v. 30, n. 5, p. 30-43, maio 2000.
- Vicente, M. C. M.; Baptistella, C. S. L. Mão-de-obra na agricultura paulista, 1985. *Informações Econômicas*, v. 16, n. 9, p. 29-38, set. 1986.
- Zellner, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, v. 57, p. 348-368, 1962.



# O compromisso entre teoria econômica e política econômica\*

Luiz Gonzaga Belluzzo<sup>§</sup>

## Formação acadêmica

Fui aluno do Colégio São Luís, e naquela época era comum os adolescentes passarem por uma crise mística, o fascínio da transcendência. A minha família não era particularmente religiosa, mas o colégio, a convivência suscitou isso. Tem muito a ver também com a relação com seus mestres. O meu professor de religião era um mestre formado em filosofia, como todo bom jesuíta. Eles passavam três anos ensinando nos colégios. Enfim, achava que era a minha vocação ser jesuíta. Fui para o seminário menor com onze para doze anos. Saí aos 17

Deve-se lembrar que, naquele momento, no final de 50 e começo de 60, a Igreja estava sofrendo uma transformação. A partir de João XXIII, os padres que vinham da Europa já vinham com outra visão do mundo. A Igreja foi afetada pelo clima do pós-guerra, assumindo uma posição clara em relação à justiça social. Aqui, no Brasil, ela ainda era muito conservadora. O cardeal do Rio era um reacionário terrível. Os jovens padres chegavam da Universidade Gregoriana sem batina, de *clergyman* e cantando as músicas de Domenico Modugno.

Não me arrependo nem um pouco dessa decisão de ir para o seminário menor. Ao contrário, considero-a hoje acertada, sábia, por várias razões. Primeiro porque foi possível testar a vida religiosa. Mas no seminário menor havia também contato com a vida laica. Para um menino de classe média brasileira, sublinho brasileira, foi uma permanente lição de modéstia, humildade e muita disciplina. Concentração nos estudos, respeito aos horários, uma vida regrada e ordenada, fora dos padrões de uma classe média ascendente, pretensiosa e cheia de certezas.

---

\* Entrevista realizada com o Prof. Luiz Gonzaga Belluzzo pelo Prof. José Márcio Rego, da FGV-SP, e Paulo Gala, doutorando da FGV-SP.

§ Professor da UNICAMP.

Estudávamos latim e um pouco de grego. Latim é mais difícil do que o grego, apesar da expressão popular sugerir o contrário (“será que estou falando grego?”). O ensino escolástico tem suas vantagens e desvantagens. A vantagem é que não se pode ir pulando as coisas, tem que ir passo a passo, memorizar e ser bastante rigoroso. Mesmo que as premissas não estejam corretas, você tem que fazer a demonstração. Não é possível engabelar o outro assim, sem mais. Mas tem uma desvantagem. Este rigor entregue à sua própria lógica também é uma técnica de embalsamar o pensamento morto.

Esse treinamento ajudou-me no vestibular para a Faculdade de Direito. Quando saí do seminário não tinha claro se ia fazer Direito, Filosofia, Ciências Sociais. Quando voltei para o colégio São Luís, padre Victor Gialuisi disse: “Ah, por que você vai fazer Direito, o Brasil está cheio de doutores, de advogados, por que você não faz Economia? O Brasil precisa de técnicos” O São Luís tinha uma faculdade de Economia. Meu pai não metia o bedelho em nada - tanto que permitiu minha ida para o seminário com 12 anos - e ficou espantado: “Você vai fazer o quê? Economia?” Ele achava que Economia era um curso de contábeis - os tempos mostraram que é um nobre saber -, mas não tinha prestígio na tradição da universidade brasileira. Acabei fazendo Direito e no ano seguinte entrei no curso de Ciências Sociais, onde fui aluno do Fernando Henrique no curso de Introdução à Sociologia. Ele era um bom professor, essa qualidade ninguém pode negar a ele. Um professor muito estimulante. Organizou junto com o Octavio Ianni um livro chamado *Homem e Sociedade*. Foi nele que travamos os primeiros contatos com os textos clássicos de Sociologia.

Nesse período comecei a achar interessante também o curso de Economia nas Ciências Sociais. Fiz dois cursos na Dr. Vila Nova. Junto com o João Manuel fiz o curso de Desenvolvimento Econômico, da cadeira do Delfim Netto, um curso de Macroeconomia. O João Manuel e eu decidimos fazer a pós-graduação em Economia. Como só tinha o curso do IPE, fomos falar com o Colasuonno, que nos disse: “Olha, infelizmente não é possível” Naquela época, no Brasil, não era possível a um não economista fazer pós-graduação em Economia.

Eu já estava me preparando para casar e ir para a Polônia fazer o curso do Kalecki. Porém, em 1965 ou 1966, a Prefeitura de São Paulo resolveu patrocinar o curso da Cepal no Brasil. O João Manuel disse: “Não vai para a Polônia, ‘baita’ negócio frio, longe para burro, não tem o Palmeiras lá e você vai ficar muito chateado, vamos fazer o curso da Cepal” Pronto, fiquei.

A Cepal mandou a fina flor dos seus técnicos e professores da equipe para o curso de São Paulo. O meu professor de Introdução à Economia foi o Castro, aliás um magnífico professor, o Castro nasceu para isso. Participaram do curso o Luís Pereira, que tinha sido meu professor

de Sociologia e morreu em 1986, uma figura magnífica, Fausto Castilho, João Manuel, Eduardo Kugelmas, Luís Antonio Oliveira Lima, Gabriel Cohn e Carlos Eduardo Gonçalves.

Encerrado o curso, fui dar aula na PUC - na Pontifícia Universidade Católica, indicado pelo Wilson Cano, que foi para o escritório Cepal BNDES. Ele me passou a turma e fiquei dando aula de Introdução à Economia. Eu era muito jovem, tinha 23 para 24 anos. A primeira aula é uma coisa terrível. É uma experiência assustadora. Com o passar do tempo, você relaxa, perde a vergonha. Mas até hoje tenho que preparar as aulas dois dias antes. Tem gente que brinca comigo: “Você é louco, preparar aula?” Não tem jeito, eu preparo a aula. Posso não conseguir levar a aula escrita para a classe, mas tenho que rabiscá-la. O Luís Antonio também é assim, tem que escrever a aula.

### **A constituição do curso de Economia da Unicamp**

Por volta do período em que iniciei minha atividade docente, o Zeferino Vaz tinha sido nomeado reitor *pro tempore* com a missão de formar a Universidade Estadual de Campinas, criada por uma lei de 1962. Ele queria montar um Departamento de Economia que tivesse uma orientação um pouco mais ligada ao desenvolvimento econômico, ao planejamento etc. Como nós éramos cepalinos, ele nos levou para lá. Isso começou a ser feito em meados de 1967. O primeiro curso foi ministrado em 1968. O Zeferino era muito prático. Ele perguntou-me: “Quanto é que você ganha na PUC? Quanto é que você ganha nessa coisa de consultoria?” Aí fez uma conta: “Então seu nível é o de professor adjunto” Depois avisou: “Vocês primeiro têm que fazer um projeto de pesquisa” Então nós fizemos um projeto coletivo de pesquisa sobre a política econômica no Brasil nos 30 anos anteriores a 1968. Nesse projeto estavam envolvidos o Wilson Cano, o Gonça, o Lucas Gamboa, o João Manuel, nosso decano, Ferdinando Figueiredo. Era preciso tratar da crise do início dos anos 1960, da ruptura política e do milagre brasileiro. Tratar, enfim, dos rumos da industrialização, da crítica ao estagnacionismo e das teorias do desenvolvimento. Foi o que gerou as teses.

Meu projeto original era sobre o período de industrialização pesada. No *Capitalismo Tardio*, de João Manoel, essa era a caracterização do período Juscelino, de 1956 a 1961. A Conceição, que sempre conta essa história com humor, comentava: “Ah, mas você é doido. Está tudo errado. Larga esse negócio sobre o Juscelino, você tem que fazer uma coisa teórica” Comecei então a trabalhar na Teoria do Valor e da Distribuição, um tema em voga na época, cuja importância foi exagerada pela chamada controvérsia de Cambridge. Embora a Conceição estivesse meio no Chile, meio aqui, nós começamos a trabalhar nas questões relativas à distribuição, o que deu origem aos artigos do livro *A Controvérsia Brasileira sobre a Distribuição de Renda*.

O meu trabalho de tese está no livro *Valor e Capitalismo*, que consumiu um enorme trabalho de leitura. O livro tem só 120 páginas. No entanto, só para reler *O Capital* e os *Grundrisse* levei um tempo enorme. Para percorrer toda a literatura da controvérsia - a ricardiana, a marxista e a neoclássica - levei uns quatro anos. Hoje, na universidade moderna, eu seria considerado improdutivo.

O primeiro teste público dos nossos trabalhos veio com a reunião da ANPEC de 1973. Eu já estava com a tese bem encaminhada e apresentei um texto sobre a controvérsia, mais especificamente sobre o modelo do Sraffa. A sala estava cheia, pois na época esses temas atraíam. Quem fez a crítica do artigo foi aquele professor da *New School*, o Lance Taylor, que se encontrava na PUC do Rio àquela época.

O Pastore e o Langoni estavam lá também, sentados na primeira fila. Terminado o debate, já na porta da sala, o Pastore disse que o Sraffa tinha entendido de formação de preços no capitalismo porque sugeriu, de passagem, quando trata de mercadoria-padrão, que a taxa de juros deveria ser tratada como a variável independente do modelo. Eu sempre me dei muito bem com o Pastore. Apesar das orientações teóricas diferentes, temos uma concepção jurássica do ensino e do trabalho intelectual. Outro dia eu o encontrei no Aeroporto do Rio: “Pastore, o que você veio fazer?” “Dar minha aula na EPGE” “Mas você não está no IBMEC?” Ele falou: “Não, eu não dou aula para cara que quer fazer operação em mesa de corretora. Eu dou a aula que eu quero, para os alunos que eu quero, não quero saber de aluno que fica me enchendo o saco” Ele tem razão, é preciso fugir dessa turma que só quer saber para que serve a leitura de um autor clássico.

Até 1975 eu me dediquei quase que exclusivamente ao tema do valor, do dinheiro e do capital. Era impossível não perceber a importância do aspecto monetário no *Capital*. Salvo os filósofos - alemães, italianos, franceses -, os economistas não percebiam que, entre outras coisas, Marx pensava o capitalismo como uma economia monetária. Foi deste ponto de vista que comecei a me aprofundar em teoria monetária. Aliás, essa era uma das conclusões principais da minha tese.

Eu estava relendo a entrevista da Conceição no livro *Conversas com Economistas*, onde ela faz notar como lemos de forma diferente um autor em cada momento. O significado da leitura é construído socialmente. Nós tínhamos lido o Keynes da síntese neoclássica. Mas as críticas do Friedman, do Leijonhufvud, do Lucas, nos obrigaram a uma reinterpretação da teoria keynesiana.

Começamos a fazer um estudo aprofundado do Keynes, na direção das idéias que o Paul Davidson elaboraria depois no seu *Money and the Real World*. Na época, a macroeconomia

keynesiana era ensinada nos manuais do Gardner Ackley e do Shapiro. Porque até o começo dos 70 a leitura da *Teoria Geral* era de outra vertente. Era a leitura do keynesianismo bastardo. Quando a Joan Robinson veio aqui eu fiz a saudação a ela, comecei a falar, ela comentou: “Mas esse é o Keynes que nós gostamos!” A propósito, ela era impiedosa. Hayek, no livro sobre o *Treatise on Money*, queixa-se do seu autoritarismo. No artigo sobre a “segunda revolução” na teoria econômica, ela contava maldosamente que ele tentou explicar a depressão pela falta de poupança, recorrendo a “estranhos triângulos” Tivesse vivido mais, ela teria vários ataques de fúria.

Ela foi importante na nossa releitura de Keynes porque, na verdade, já tínhamos lido todos os artigos dela que estavam no *Collect Papers*, que então estavam publicados em três volumes. O Sebastião Advíncula da Cunha, grande figura, trouxe o quarto volume da Inglaterra. Um livro muito importante foi o do Dudley Dillard. O Dillard vai no ponto. Fomos reler o Dillard antes de entrar propriamente na *Teoria Geral*.

Dessa rediscussão participou muita gente, o Luciano Coutinho, que já havia chegado de Cornell, a Conceição, o Fred, o Braga, o Alonso. O Luís Antonio e eu estudávamos a *Teoria Geral* três vezes por semana. Nós éramos notívagos, depois saíamos à noite, bem no final da noite para jantar, curtir os botecos. Na Unicamp, os cursos de macro no mestrado eram, na verdade, seminários sobre a *Teoria Geral* e o *Treatise on Money*.

### **Da teoria econômica para a política econômica**

Foi nesse período que ampliamos a nossa participação na discussão pública da política econômica. Tínhamos entrado para o MDB e começamos a trabalhar com o Ulysses Guimarães. Esta participação originava-se do nosso próprio trabalho no Departamento de Economia da Unicamp, e teve uma influência enorme do Luciano Coutinho. Ele e a Conceição ensinavam economia internacional de uma perspectiva histórica e política, o que enriqueceu muito a discussão. O *Treatise on Money*, por exemplo, é um livro que trata das questões monetárias internacionais da perspectiva dos problemas de seu tempo. Aliás, com o tempo Keynes foi abandonando o teorema das vantagens comparativas. Keynes era muito prático, e nas propostas para as reformas de Bretton Woods ele imaginou um mundo de economias nacionais, integradas, sim, pelo comércio. Certo ou errado, ele dizia ter apreendido que a integração das economias por meio do comércio era desejável, mas os mecanismos de ajustamento entre deficitários e superavitários deveriam ser administrados mediante a intervenção de um organismo supranacional. Integração financeira, nem pensar. Acho que ele não só tinha razão na época, como suas concepções são muito atuais. O capitalismo não tem limites, é um cavalo doido e precisa de freios.

A nossa formação cepalina sempre resguardou essa dimensão internacional, desde o Prebisch, que trata desse assunto, da relação centro-periferia, até o Celso Furtado. É um equívoco dizer que a Cepal era a favor do fechamento da economia. A Cepal tinha uma visão crítica da divisão internacional do trabalho, da estruturação da economia capitalista do século XIX que já havia caducado nos anos 20 e 30. A substituição da Inglaterra pelos Estados Unidos como centro hegemônico acentuou as assimetrias. Para as grandes economias periféricas não havia outra saída senão a industrialização. E o Prebisch acentuou muito os aspectos monetários, financeiros e tecnológicos das relações centro-periferia, mas poucos deram atenção às suas idéias.

Lembremos que Prebisch foi o primeiro presidente do Banco Central da Argentina. Ele percebia como as questões de política monetária operavam num país periférico. E a Argentina tinha sofrido um trompaço na década de 30. Levou um trompaço e eu não sei se esse foi tão grave quanto o que ela está levando agora. É muito difícil você fazer este tipo de avaliação porque você não consegue reproduzir exatamente como eram as reações na época. Mas eu imagino, por exemplo, que a Alemanha entre 1928 e 1933 passou por uma coisa semelhante, quando os social-democratas tentaram manter a confiança dos mercados.

Uma das questões cruciais no anos 60 no Brasil era a da distribuição de renda. Os artigos do Fishlow e do Malan sobre este tema foram importantes, mas, se não estou enganado, foram posteriores ao famoso *Além da Estagnação* do Serra e da Conceição. Ali eles apontaram os elementos centrais do dinamismo da economia brasileira no período do milagre. Num livro bem conhecido, o Langoni respondeu às críticas à distribuição de renda com a teoria do capital humano. Mas havia outros temas cruciais.

Depois da crise do petróleo ficou claro o problema da trajetória do crescimento com endividamento crescente. A questão central era a viabilidade do II PND, um salto para frente, mas com uma fragilidade básica: o esquema de financiamento externo levaria à crise cambial. Havia toda uma discussão se o modelo era ou não era sustentável, com direito a réplicas e tréplicas. Foi nesse período que saíram, em profusão, artigos e livros como *Acumulação e Crise*, da Conceição. O *Desenvolvimento Capitalista no Brasil*, que editei com a Renata Coutinho, era, na verdade, um resumo do debate. O livro do Paulo Davidoff sobre a dívida externa foi um marco na discussão. Nós nos concentramos muito nessa discussão sobre a sustentabilidade.

Houve algumas divergências sobre o caráter do II PND. Por exemplo, o Paulo Baltar e o Mário Possas publicaram um artigo sobre a demanda efetiva e o Castro fez uma crítica. E eu e a Conceição retrucamos com um artigo curto e ácido (acho que exageramos na dose). O



Castro ficou sentido, e com razão. Na verdade, a Conceição viajou e quem escreveu a versão final do artigo fui eu. Eu sempre tive, e ainda tenho, boas relações com ele, mas tivemos divergências. Ninguém deve se ofender com isso. O problema é que no calor da batalha há o risco de excessos verbais, utilizando-se de alguns tons acima do que recomendam as regras da boa convivência. Ele disse que o Keynes empobreceu o debate econômico porque se afastou da teoria dos ciclos que Marx e Schumpeter tinham deixado como herança. Mas eu não podia concordar com a formulação do princípio da demanda efetiva que ele apresentou. Depois tivemos divergência sobre o II PND, quando ele publicou *A Economia Brasileira em Marcha Forçada*. Ele defendia a tese do “superávit estrutural” e nós dizíamos que íamos ter uma crise de financiamento, uma crise de endividamento. Começou a discussão das alternativas dentro do MDB e na academia. Esta discussão relacionava-se à discussão das reformas econômicas.

Por exemplo, houve toda uma discussão sobre a reforma financeira e bancária, sobre a questão do financiamento do desenvolvimento. Daí surgiu a controvérsia sobre a reforma do sistema financeiro doméstico que, diga-se, é um cadáver insepulto. A crise do endividamento externo e as tentativas de estabilização - os choques - dificultaram o tratamento de temas mais fundamentais. No entanto, o assunto foi sendo empurrado com a barriga até chegar a essa desgraça: desnacionalizaram o sistema bancário, “privatizaram” o que restou do público (o BNDES e o Banco do Brasil estão cheios de sabichões do mercado) e não se resolveu o problema do financiamento.

Em 1979 o choque do petróleo e o Volker encerraram, de forma dramática, o ciclo de financiamento externo iniciado em meados dos anos 1960. Em 1981, com o barco já fazendo água, tive um debate com o Langoni, no Congresso, sobre a renegociação da dívida. Um debate azedo, mas civilizado. No dia seguinte fui com o Luciano a Nova York conversar com alguns banqueiros. É incrível que em 1981 (outubro de 1981) eles ainda não estivessem convencidos da crise iminente. Na mesa de um deles estava a *Gazeta Mercantil* com o relato do debate. O banqueiro, um novaiorquino típico, falou assim: “Espero que você não tenha razão” Eu disse: “a festa acabou”

A miopia não se restringia à esfera do mundo dos negócios. Em 1981, o Luciano Coutinho, a Conceição e eu fomos a um seminário no México. Lá, economistas de Cambridge iriam apresentar um modelo do Kaldor de *export led growth*, ajustado para o México. Estava também a Alice Amsden, a economista que escreveu sobre a Coréia: *The Asian Next Giant*. Recebemos previamente os textos. Ouvimos a exposição dos ingleses. Estavam vendendo o modelo para os mexicanos às vésperas da moratória. A discussão era sobre as condições de um crescimento liderado pelas exportações. Nós, os “chatos” dos brasileiros, começamos a

ressaltar que havia o risco de uma crise cambial. O John Eatwell, economista de Cambridge, hoje lorde, fez uma malcriação para a Conceição, dizendo que ela estava atrapalhando o debate. “Não dá para discutir com esses latino-americanos, nós estamos discutindo um modelo sério, vocês vêm com esse negócio de financiamento etc.” O Fernando Fanzylber e o Arturo O’Connell, que também estavam lá, ficaram espantados com a atitude dos ingleses. Afinal, em que mundo viviam? O México ia quebrar exatamente um ano depois, exatamente um ano depois. Nós só estávamos falando: “Olha os dados aqui, olha como estão frágeis, financeiramente, o México e o Brasil” O clima esquentou. Fomos para cima deles, batendo no modelo. No dia seguinte o Kaldor obrigou o John Eatwell a pedir desculpas para a Conceição, na hora do café da manhã. O Luciano sabe reproduzir bem o episódio. Eatwell falou: “Eu fui arrogante, inconveniente, insultuoso, peço desculpas” A Conceição mal tirou o olho do ovo frito que estava comendo. Esse episódio demonstra como havia falta de clareza a respeito do que estava acontecendo, quer dizer, aquele bando de ingleses nem desconfiava do que estava acontecendo. Os banqueiros americanos estavam fazendo *business*.

No Brasil, a desvalorização de 1979 foi seguida da prefixação da correção monetária e cambial. Em 1980 nós tivemos o maior déficit comercial do pós-guerra, estimulado por uma tremenda especulação com as importações. A inflação mudou de 40% para 100% e depois de 100% para 200%, depois da segunda desvalorização, a de fevereiro de 1983. Nesse momento, o debate sobre a inflação acirrou-se e saíram os primeiros textos sobre a inflação inercial. A Conceição e eu escrevemos o artigo “Reflexões Sobre a Inflação Contemporânea”, que saiu no livro do José Márcio. Nós usamos um modelo de preços que está no Paul Davidson, diga-se, inspirado na distinção do Hicks entre preços flexíveis e preços rígidos. Um modelo de alta inflação com escassez de divisas.

### **Meu método de trabalho**

Eu tenho um método de trabalho que está subjacente a toda a minha produção acadêmica. De maneira geral, posso descrevê-lo da seguinte forma: eu leio todos os relatórios, informes e artigos das publicações do Banco Central, do BIS, do FMI. Todos os dias consulto a Internet, vou à biblioteca da Unicamp para ler os relatórios e examinar os dados. Eu guardo este material no computador, e marco as tendências que acho mais importantes. Quando tenho que escrever sobre algum tema, vou ao banco de dados e vou puxando as coisas.

É impossível você trabalhar em economia sem ter uma curiosidade incontrolável pelo mundo real e as interpretações sobre o que está acontecendo. Agora, veja, a referência empírica não é só os dados que você colhe dos relatórios. É importante também que você acompanhe o

rumo do debate público, porque a economia tem uma dimensão reflexiva, como diz o Habermas; então o pesquisador sempre tem que olhar como é que está o debate. É complicada essa relação entre teoria e política econômica. O debate sobre política econômica às vezes ilumina certas questões teóricas de maneira insuspeitada. Você descobre ali uma coisa que você leu há muito tempo, que você não percebeu direito o seu significado. Em resumo, quando confrontado com uma questão prática é que surge o significado real daquilo. Por isso, não é como estar em um laboratório, não é a mesma coisa.

Eu não sou, longe de mim, alguma coisa parecida com um economista. Não tenho a menor vocação para isso, nem a menor habilidade para ser economista, mas sei trabalhar bem os dados. Analisando a literatura atual, percebo que este trabalho sofisticado sobre os dados resulta em quase nada substancial para o entendimento da realidade. Na maioria das vezes os textos são inconclusivos, os testes não são conclusivos, isso quando as conclusões já não estão contidas nas premissas. É muito esforço para pouco resultado. Contudo, com uma boa dúvida teórica na cabeça é possível usar inteligentemente a econometria. David Gordon publicou, antes de morrer, um artigo sobre as relações entre poupança e investimento. Ele mostra que a determinação vai do investimento para a poupança e que a teoria convencional é descuidada e ideológica. *Putting the horse back before of the cart* é um exemplo de um texto limpo, que não enrola.

A economia é uma área de conhecimento que exige muitos talentos. Portanto, não adianta você ser um bom matemático. Você pode ser bom em matemática e péssimo economista; um bom estatístico e um péssimo economista. É uma combinação de habilidades, inclusive formais e quantitativas, que exigem formação científica e cultural amplas. As escolas de Economia deveriam oferecer cursos de Física, Biologia, mais Sociologia e Filosofia. Apresentar os debates contemporâneos nestas áreas do conhecimento.

Como afirmei anteriormente, é importante o acompanhamento do debate público. Eu pelo menos não me considero capaz de ficar infenso à discussão do momento, não me considero capaz disso, embora acredite que tem gente que é. A fumaça, no caso das Ciências Sociais, denuncia o fogo. A Economia é um saber empírico, histórico e hermenêutico. Não é possível analisar sem compreender. Mudam freqüentemente as regras do jogo entre os atores e as estruturas, ainda que certas relações continuem sendo constitutivas do sistema econômico e permitam compreender as leis de movimento e de reprodução. Em Economia não é possível, por exemplo, que se fale em capitalismo sem falar nos “capitalismos”. Aliás, este conceito só pode existir enquanto unidade das diferenças. Os tempos e os espaços não são newtonianos nas Ciências Sociais. São criados pela ação humana coletiva e quase nunca as intenções combinam com os resultados da ação. E é isso que condena esta forma dominante de

organização da vida social moderna à transformação incessante e contraditória. O passado, a ação humana coletiva cristalizada nas instituições e formas de convivência existentes têm peso na configuração das práticas do presente. É preciso distinguir historicidade de evolucionismo. Sobre este aspecto, penso que os economistas deveriam ler Norberto Elias, entre outros.

Eu acredito que devo muito à minha formação não econômica. E não estou dizendo isso sem nenhum cabotismo. Na verdade, nas horas vagas eu leio outras coisas além de economia. Quero declarar que tenho prazer em ler economia, mesmo textos com os quais não concordo. Dizia meu amigo Bartô, já falecido, nordestino de inteligência rara, um getulista à direita: é preciso ler os clássicos. Não é possível falar da sociedade moderna sem Giordano Bruno, Maquiavel, Montesquieu, Hobbes, Locke, Rousseau. Depois Smith, Ricardo, Marx, Walras.

A minha incessante atividade jornalística reflete esta preocupação com o debate público. Iniciou-se quando o Mino Carta criou a *Veja* em 1968. Lá, trabalhei com ele na editoria de economia. A partir de meados dos anos 1970, esta atividade tornou-se mais intensa porque eu comecei a escrever uma coluna no *Última Hora*, do Samuel Wainer, a convite do Jorge Cunha Lima. Isso obriga a expressar as idéias - se é que se tem alguma - em um espaço limitado. É ruim ter que falar toda a semana. Francamente, muitas vezes você não tem nada a declarar. O primeiro artigo que eu escrevi no *Última Hora* foi sobre a crise do petróleo em 1973, no final de 1973. Chama-se "O Outro Lado da Crise do Petróleo"

A partir dos anos 1990 eu me dediquei, quase que inteiramente, a estudar os círculos financeiros internacionais, as mudanças dos mercados financeiros. Eu quase que só passei fazendo isso, lendo tudo que pintava, os relatórios tudo, como é que isso ocorre, desde o final dos anos 1980, na verdade desde que eu saí do governo.

Sobre os desdobramentos recentes das idéias econômicas, penso que o Buchanan é um ultraconservador *outsider*. Na verdade, ele está fora da corrente principal. Isso permitiu-lhe formular uma teoria, uma hipótese sobre o capitalismo, na verdade, entre o interesse privado e o bem-estar coletivo, que, a despeito de logicamente atraente, é totalmente idealista e ideológica no pior sentido. É um freira distribuindo santinhos num bordel às cinco da manhã quando ninguém pagou a mulherada. Ou ela entrou por engano, e não sabe o que está acontecendo, ou quer tirar uma casquinha. Entre os conservadores, como o Roberto Campos, prefiro o Hayek. Este, pelo menos, vê o mercado como um processo de disseminação de informação, o mais compatível com a liberdade total do indivíduo, mas não tem qualquer pretensão de fazer afirmações sobre a justiça dos resultados. O sistema de mercado, a sociedade de mercado é a única compatível com a liberdade e é a que produz o melhor

resultado do ponto de vista dele. Não sei se é o mais justo. Está olhando a concorrência como um processo de premiar os vencedores, e quem ficar para trás, azar. É por isso que o Shackle, influenciado pelo Hayek, resgatou no Keynes a dimensão da incerteza radical e do investimento como ato de criação, uma vitória da cobiça sobre o medo do futuro. Eu acho essa visão a mais rica do capitalismo. São os “espíritos animais” e não a tropa de autômatos racionais que movem a economia capitalista.

O Hayek tinha horror das pretensões científicas na economia porque acha que isto não é compatível com a natureza do objeto: “Não me venha com essa história da formalização porque o objeto se sujeita a esta camisa-de-força. Ele exagera porque a forma de demonstrar é importante, e às vezes a formalização torna mais claro aquilo o que você quer dizer. No livro que estou prestes a publicar, utilizo um modelo de ajustamento que, embora não apresente nenhuma descoberta nova, permite definir com maior clareza as relações entre as variáveis.

Sobre a chamada “Escola de Campinas”, deve ficar claro que ninguém teve a intenção de criar uma escola. Isso seria uma pretensão ridícula, foi acontecendo no debate, na discussão, nas influências. Por exemplo, o Luís Antonio, a Maria Lúcia da FGV, o Fiori, o Carlinhos Medeiros da UFRJ podiam perfeitamente ser da “Escola de Campinas”. O Luís Antonio não agüentaria a distância de São Paulo. A FGV já é muito longe da casa dele. Mas também nós tivemos muitos professores ao longo tempo que não tinham a mesma visão, como é o caso do Samuel Pessôa. O Samuel deu aula em Campinas. Faz parte da nossa tradição ler os outros, com direito a interpretar da maneira que a gente gosta. Como, aliás, todo mundo faz conosco.

Um dia destes, recebo um telefonema do Phillip Arestis dizendo que ele estava fazendo um dicionário de economistas dissidentes e que ele queria que eu mandasse meus dados. Achei isso estranho, porque eu nunca mandei um artigo para uma revista do exterior. Por que é que eles me escolheram? É porque os nossos alunos vão estudar lá. Eu nunca me interessei por essa coisa de divulgar o próprio nome lá fora. Nós éramos provincianos nesse aspecto, não estávamos muito preocupados em ganhar visibilidade internacional. Talvez para a geração mais nova não seja assim.

Além da divisão de tarefas, existia uma convivência entre nós que eliminava qualquer disputa pessoal. Até certo ponto, isto decorria de uma exigência da segurança coletiva. Não se trata de virtudes, mas das circunstâncias. A sociedade brasileira era outra. Vamos falar o português claro, todos nós tínhamos uma militância política de esquerda. Em Campinas, há um ambiente que eu não sei se vai se sustentar. Mas é um ambiente que tem uma marca, que é o de andar juntos. Enfim, o coletivo tinha mais valor do que o sucesso pessoal.

Insisto que nada disso tem a ver com as virtudes pessoais. É por isso que às vezes as pessoas acham que é uma “patota” Ninguém fazia pregação política em sala de aula. A convergência era obtida no debate. Entre nós existem divergências que não se resolveram até hoje. Mas sem um mínimo de coesão, nós já teríamos sido destruídos. Teríamos sido massacrados porque a Conceição foi presa, eu tive que fugir em 1975 quando o negócio apertou, e o João Manuel teve que ficar tomando conta daquilo. E não dava para você driblar na área.

Agora, daqui para frente a Escola tem que avançar, não pode ficar afagando a cria. A cria está aí, ela vai ter o destino que tiver. O João Manuel está aposentado, a Conceição está aposentada. Ainda que nós estejamos lá, sempre continuamos lá, dando cursos e discutindo. Mas o Paulo Baltar, o Davidoff, o Julio Sérgio, o Ricardo Carneiro, o Mariano, o Antonio Carlos, o Zé Maria, o Otaviano, a geração intermediária e outros mais jovens têm boa formação e vão tocar o barco.

Essa nova geração enfrenta um outro ambiente. Hoje não se pode fazer julgamentos peremptórios, julgamentos intelectuais do tipo: “o sujeito é um ignorante”. A vida universitária, hoje, tem outros valores e outro tempo. É preciso publicar *papers*, conseguir de qualquer jeito uma citação numa revista, produzindo artigos irrelevantes, exercícios que são modificações infinitesimais em outros exercícios irrelevantes.

Eu não acho que Campinas vai continuar como era, porque não tem sentido. O que já foi feito, já foi feito e deve-se fazer outra coisa. Muitos deles tecnicamente são muito mais habilitados do que éramos. Para desespero de muita gente, conseguimos criar esses tipos, que vão incomodar muito mais, esses tipos híbridos. Eles são muito bons tecnicamente. Nós éramos do tempo do amadorismo, e eles são do tempo do profissionalismo. Estão com a mão no comando, a palavra está com eles. Agora, o que vai acontecer ninguém sabe.

## 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;

Simple 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);

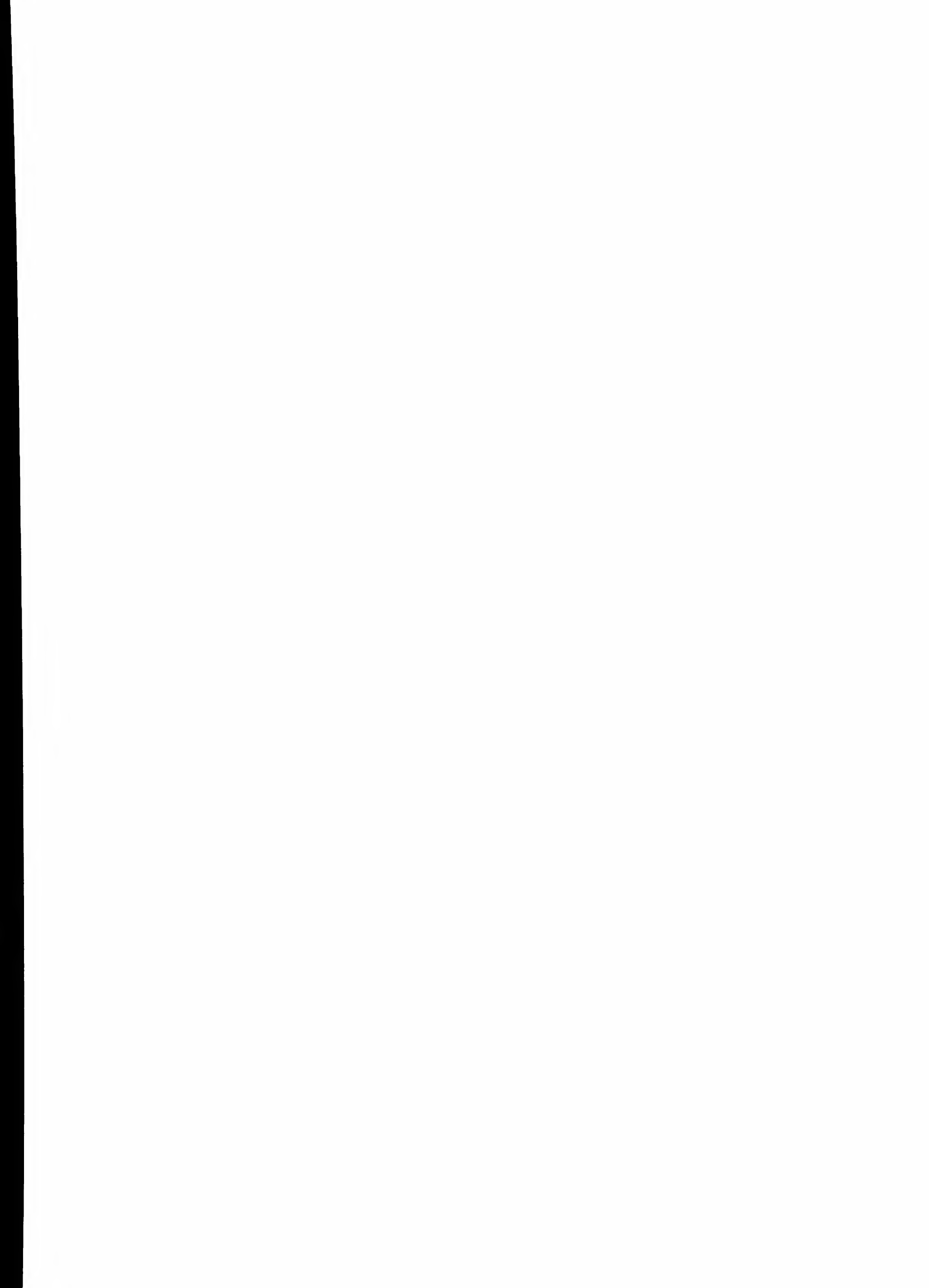
Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

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.

## EDITOR:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@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), Juan Hersztajn Moldau (USP), 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: revcap@usp.br • www.fipe.com/revcap

## 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

<b>Estimating the Returns to Education in Brazil</b> Edric Martins Ueda, Rodolfo Hoffmann .....	209
<b>Housing Deficit and Household Income Inequality in Brazil</b> Fernando Garcia, André Marques Rebelo .....	239
<b>Technical Efficiency of Settlers in the Irrigated Agriculture at the Vale do São Francisco</b> Jorge Luiz Mariano, Yony Sampaio .....	265
<b>Locational Dynamics of Poultry and Pork Production in the Brazilian Center-West Region</b> Leopoldo Viriato Saboya .....	287
<b>Futures Market Efficiency: Comparing Cotton Contracts at BM&amp;F and NYBOT</b> Fabiana Salgueiro Perobelli, Pedro de Carvalho Mello .....	317
<b>The Predictive Power of Dollar-Real Call Options Implied Volatility</b> Daniel Augusto Motta .....	343

---

## NOTES

<b>GARCH Models Once Again</b> Rodrigo De Losso da Silveira Bueno .....	367
<b>Modelling Rural Labor: An Application to Sao Paulo, Brazil</b> Francisco Alberto Pino, Vera Lúcia Ferraz dos Santos Francisco, Mário Antônio Margarido, Maria Carlota Meloni Vicente .....	411

---

## HOW I DO RESEARCH

<b>The Commitment Between Economic Theory and Economic Policy</b> Luiz Gonzaga Belluzzo .....	429
--	-----

**PAPERS**

**Estimating the Returns to Education in Brazil**

Edric Martins Ueda, Rodolfo Hoffmann

**Housing Deficit and Household Income Inequality in Brazil**

Fernando Garcia, André Marques Rebelo

**Technical Efficiency of Settlers in the Irrigated Agriculture at the Vale do São Francisco**

Jorge Luiz Mariano, Yony Sampaio

**Locational Dynamics of Poultry and Pork Production in the Brazilian Center-West Region**

Leopoldo Viriato Saboya

**Futures Market Efficiency: Comparing Cotton Contracts at BM&F and NYBOT**

Fabiana Salgueiro Perobelli, Pedro de Carvalho Mello

**The Predictive Power of Dollar-Real Call Options Implied Volatility**

Daniel Augusto Motta

**NOTES**

**GARCH Models Once Again**

Rodrigo De Losso da Silveira Bueno

**Modelling Rural Labor: An Application to Sao Paulo, Brazil**

Francisco Alberto Pino, Vera Lúcia Ferraz dos Santos Francisco, Mário Antônio Margarido, Maria Carlota Meloni Vicente

**HOW I DO RESEARCH**

**The Commitment Between Economic Theory and Economic Policy**

Luiz Gonzaga Belluzzo