

4619

11 JUL 2005

BIBLIOTECA CENTRAL
Faculdade de Economia, Administração,
Ciências de Rendas e Estatística - USP

ea

USP
BCRP

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 6 - Nº 3

Julho - Setembro 2002

Latin American Credit Ratings, the New Basel Capital Accord and Portfolio Risk

Theodore M. Barnhill, William C. Handorf

***A Origem das Crises Financeiras Internacionais:
Fracos Fundamentos Ou Puro Contágio? Uma Análise Empírica***

Milton de Assis

A Liberalização Comercial e Seus Impactos Alocativos na Economia Brasileira

Fernando A. R. Soares

***Núcleo da Inflação: Análise Comparativa dos Métodos "Média Aparada"
e "Exclusão Prévia" Aplicados a Dados Mensais Desagregados***

Vera Lucia Fava, Heron Carlos Esvael do Carmo

Testing for Seasonal Unit Roots in Brazilian Monetary Series

Antonio Aguirre

***Algumas Evidências da Presença de Não-linearidades Compatíveis
com Caos Determinístico no IBOVESPA na Década de 1990***

Newton Paulo Bueno

Eficiência das Instituições Públicas: O Caso da Lei de Trânsito Brasileira

Marcos Mendes

Hospitais Universitários: Indicadores de Utilização e Análise de Eficiência

Alexandre Marinho, Luís Otávio Façanha

Notas:

A Indústria Brasileira Pós-abertura - Uma Especialização Regressiva?

Paulo Gonzaga M. de Carvalho

Contabilidade de Renda Fixa e USP

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, nº 104P - conta: 199.491-3

Solicito a remessa para:

Nome: _____

Contato: _____

Endereço: _____

ea

USP
BCRP

ECONOMIA APLICADA

Vol. 6 - Nº 3

Julho - Setembro 2002

ISSN 1413-8050

BIBLIOTECA CENTRAL
Faculdade de Economia, Administração
Contabilidade de Ribeirão Preto - USP

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA FEA-USP/ FIPE

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. 3 (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

Latin American credit ratings, the New Basel Capital Accord and portfolio risk

Theodore M. Barnhill[§]
William C. Handorf[□]

RESUMO

Os bancos comerciais são obrigados a manter um montante de capital que varia com o risco percebido dos ativos do banco. A regra do capital baseado no risco inicialmente introduzida pelo Bank for International Settlements em 1988 está sendo revista. Este estudo oferece uma análise empírica de pesos propostos para o risco de capital para uma amostra de ativos globais. Nós aplicamos uma metodologia baseada em difusão para avaliar o “value-at-risk” (VaR) de uma carteira de títulos de renda fixa comparável àqueles atualmente emitidos, e que provavelmente serão emitidos no futuro próximo, por empresas na América Latina. Este trabalho utiliza um modelo de simulação para avaliar os riscos de mercado, básico e de crédito, que são correlacionados tanto para títulos individuais como para uma carteira de títulos de qualidade inicial de crédito similar. A taxa de juro ou risco de mercado é relativamente mais importante para títulos de alta qualidade (high-grade) emitidos por companhias fortes nos países desenvolvidos. O risco básico e o risco de crédito são mais importantes para empresas de países cujas dívidas soberanas são classificadas como “lower medium-grade” e “low-grade”

Palavras-chave: instituições financeiras, mercado financeiro internacional, política governamental e regulação, métodos econométricos e estatísticos, política de financiamento

ABSTRACT

Commercial banks are required by regulation to maintain capital that varies with the perceived risk of banking assets. The risk-based capital rule initially introduced by the Bank for International Settlements in 1988 is under revision. This study provides an empirical analysis of proposed capital risk-weights for a sample of global assets. We apply a diffusion-based methodology for assessing the value-at-risk (VaR) of a portfolio of fixed-income securities comparable to those now issued and likely to be issued for the foreseeable future by firms in Latin America. This is accomplished by simultaneously simulating both the future environment in which financial instruments will be valued and the credit rating of specific firms. This paper applies a simulation model to assess correlated market, basis and credit risk for both individual bonds and a portfolio of bonds of similar initial credit quality. Interest rate or market risk is relatively more important for high-grade bonds issued by strong companies from developed countries. Basis risk and credit risk are more important for companies from countries whose sovereign debt is rated lower medium-grade and low-grade.

Key words: Financial institutions, international financial markets, governmental policy and regulation, econometrics and statistical methods, and financing policy.

JEL classification: F370, F340, G150.

§ Ph.D., is professor of finance and chairman of the Department of Finance with the School of Business and Public Management at the George Washington University.

□ Ph.D., is professor of finance and real estate at the George Washington University's School of Business and Public Management, which is located in Washington, DC.

Introduction

Sovereign countries issue debt securities in the international and global financial markets to obtain foreign currency reserves, balance fiscal deficits, and provide funds to support investment in public infrastructure related to utilities, roads, water and other projects deemed worthwhile. Private companies also borrow funds internationally to repay maturing debt obligations, and obtain funds to support strategic growth. Financial institutions and international development agencies, similar to corporations, issue securities globally to augment domestic funds raised from depositors and local investors. The international financial market has grown in excess of 15 percent per year during the last decade. The rapid expansion reflects the willingness of creditors to invest funds internationally to achieve higher returns and/or reduce risk relative to that possible from domestic alternatives. The growth also reflects the desire of debtors to tap markets at a lower rate and/or obtain funds with a more advantageous financial structure than available domestically.

Countries, companies and banks from Latin America have been active issuers of international debt. Most debt issued by Latin American countries, banks and corporations is rated "medium-grade" or "low-grade." Lower quality debt exposes investors to more credit risk than high-grade issues. The Bank for International Settlements recently released *The New Basel Capital Accord*; the accord will require banks investing in debt to back more risky assets with additional equity capital than currently dictated. This article evaluates by way of a mathematical simulation the individual and portfolio risks of bonds comparable to those issued internationally by Latin American corporate entities. The applied quantitative analysis simultaneously evaluates the consequence of credit, market and basis risk exposure relative to recently promulgated regulatory standards. The standards vary by credit quality; hence the analysis evaluates bonds by stratified credit quality similar to those encountered in Latin America. The analysis does not attempt to create an efficient portfolio, which would provide an interesting economic issue to study. Rather, we focus on whether the *New Basel Capital Accord* will require banks to set aside too much, too little, or an appropriate amount of equity capital? The answer will affect the ability of Latin American entities to borrow funds with desirable repayment attributes and attractive interest rates. The following section describes the growth, structure and risk profile of international debt in relationship to the *New Basel Capital Accord*. The descriptive material provides the context needed to understand the later application of applied economic techniques.

The international debt market and risk

International Debt - The international financial market expanded from approximately US \$1 trillion in 1990 to US \$6 trillion as of 2001. Approximately 95 percent of the global funds

raised are from the long-term capital market (i.e., maturity greater than one year) with only five percent from the short-term money market. Although individual bonds range from a maturity of one year to 40 years or more, the typical international bond ranges in term from five to ten years. Banks issue about one-half of the global debt with the remainder split among corporate, governmental and international development agency borrowers. Debtors from developed countries issue almost 80 percent of the global and international securities while offshore issuers account for eight percent, developing countries issue seven percent, and the remaining six percent are from international development agencies. About 70 percent of international debt is structured with an interest rate that is fixed while approximately 25 percent is issued with a floating-rate structure and four percent is issued on a zero-coupon basis. Almost 90 percent of international debt is denominated in US dollars, Japanese yen and the Eurozone's euro with the rest structured among a wide variety of other currencies. (Bank for International Settlements, 2000; Handorf, W. and Amira, K., 1999)

Although debt issued by Latin American borrowers only comprises 3.5 percent of all international debt as of 2000, sovereign bonds from Latin American countries comprise about eleven percent of the governmental debt market. Argentina, Brazil and Mexico alone account for nine percent of international governmental bonds outstanding. The simulation evaluates the risk exposure of bonds common to the global financial markets and Latin American debtors.

Credit Ratings and Sovereign Default Risk - Independent rating agencies, such as Moody's Investors Service and Standard & Poors, evaluate the likelihood investors will suffer a loss due to default by a sovereign or corporate issuer. The credit loss reflects both the probability of default and the recovery rate, if any, as a result of default. Table 1 provides a brief explanation of letter grades assigned by Moody's Investors Service. The agencies assign lower credit ratings to countries that are perceived to exhibit more political, economic and transfer risks for investors

Many bank regulatory authorities promulgate prudential rules related to the rating of either sovereign or corporate debt. Table 2 illustrates the global distribution of long-term, sovereign, foreign currency denominated debt ratings assigned by Moody's as of 2000. Most country debt is rated between "Aaa" and "B." In many cases, banks may only invest in high-grade ("Aaa and Aa") and medium-grade ("A and Baa") debt. The *New Basel Capital Accord* recommends different credit-risk weights for sovereign and corporate debt based on a standardized capital approach. Table 3 reviews the recommended credit-risk weights that range from 0 percent to 150 percent. Most bank regulatory authorities require their financial institutions to maintain capital at least equal to 8% of risk-weighted assets to be adequately capitalized. Capital must exceed 10% of risk-weighted assets to be well-capitalized. Therefore, to be well-capital-

ized, a bank would need no capital against a sovereign Eurozone bond (“Aaa-rated” with 0 percent weight), 2 percent capital against a China bond (“A-rated” with 20 percent weight), 5 percent capital against an El Salvador or Mexican security (“Baa-rated” with 50 percent weight), 10 percent capital against a bond issued by Costa Rica (“Ba-rated” with 100 percent weight), and 15 percent capital for investment in a bond issued by Argentina (“Ca-rated” with 150 percent weight).

Table 1
Credit Rating Definitions by Moody’s Investor Service

Letter Rating	Explanation
Aaa	Best quality
Aa	High quality
A	Upper medium grade
Baa	Medium grade
Ba	Possesses speculative elements
B	Generally lacks characteristics of a desirable security
Caa	Poor standing; may be in default
Ca	Highly speculative; often in default
C	Lowest grade; extremely poor prospects

Table 2
Sovereign Long-term, Foreign Currency Debt Ratings (2000)

Rating	Percent of Countries Based on Moody’s Rating
Aaa	16%
Aa	11
A	10
Baa	22
Ba	17
B	20
Caa	4
TOTAL	100%

Table 3
Risk-based Capital Weights for Standardized Approach
from *New Basel Capital Accord**

Rating	Sovereign	Corporate
Aaa	0%	20%
Aa	0%	20%
A	20%	50%
Baa	50%	100%
Ba	100%	100%
B	100%	150%
Caa	150%	150%

* Bank for International Settlements, 2001.

Table 4 compares the credit rating of the bonds issued by Latin American countries to the rest of the world. Debt of countries outside Latin America is equally divided among high-grade (“Aaa and Aa”), medium-grade (“A and Baa”) and low-grade categories (“Ba, B, Caa and lower”). By contrast, about 75 percent of Latin American sovereign debt is rated low-grade as of 2000 and only 25 percent is judged to be investment quality. The difference in credit quality between Latin America and the rest of the countries whose debt has been rated by Moody’s is statistically significant (chi-square test @ 1% confidence level). Latin American sovereign debt will be assigned risk weights of 50 percent, 100 percent and 150 percent based on the *New Basel Capital Accord*.

Table 4
Relative Credit Ratings of Latin American and Rest of World (2000)
(Percent Distribution)

Sector	High-grade (Aaa/Aa)	Medium-grade (A/Baa)	Low-grade (Ba/B/Caa)
World	33.3%	33.3%	33.3%
Latin American	0.0%	26.3%	73.7%

Corporate Credit Ratings and Default Risk - Debt issued by corporations is also evaluated by the credit rating agencies. Typically, the long-term, foreign currency credit rating assigned a corporation is no higher than a similar rating accorded the firm’s country of residence. Risk factors facing a country - political, economic or transfer - will also plague a company.

The *New Basel Capital Accord* concurs with the assessment by the independent rating agencies and indicates,

“No claim on an unrated corporate may be given a risk weight preferential to that assigned its sovereign of incorporation. In countries where corporates have higher default rates, supervisory authorities should increase the standard risk weight for unrated claims where they judge that a higher risk weight is warranted by the overall default experience in their jurisdiction. (Bank for International Settlements, 2001)”

The highest credit rating assigned a Latin American country by Moody's as of 2000 is “Baa” to include Chile, El Salvador, Mexico, Panama and Uruguay. Consequently, no corporation - rated or unrated - would likely qualify with an individual corporate rating above “Baa.” As illustrated by Table 3, lower medium-grade and upper low-grade corporate debt is 100 percent risk-weighted for bank capital purposes while debt rated “Ba” is assigned a risk weight of 100 percent, and a security rated “B” or lower is assigned a 150 percent risk weight.

Empirical studies suggest that rating agencies evaluate financial factors related to repayment of debt and/or the likelihood of default, assess legal covenants that may enhance recovery as a result of default, and determine the quality of management in relationship to the industry and business cycle. Key financial and legal factors leading to a lower corporate rating include: low or negative profitability and operating cash flow, high utilization of debt, no collateral, and junior or subordinated status. (Merton, R., 1974) Debt is rated when issued and subject to subsequent upgrades and/or downgrades as new information becomes available that affects the probability of default or recovery given default.

Investors in corporate debt, even securities with a low-grade credit rating, rarely experience default. Table 5 illustrates the credit transition matrix of corporate debt rated by Moody's. Given 75 years of experience between 1920 and 1996, which included many recessions and one depression, the table shows how the credit rating of a corporate bond has changed annually. It is important to note that the transition probabilities vary according to the business cycle and need not apply to companies not covered by the sample. A bond rated “Aaa” has a 92.3 percent probability of retaining a “Aaa” classification after one year, a 6.4 percent chance of being downgraded to “Aa,” and so forth. Based on the long period studied, the annual probability of default by a high-grade bond is almost negligible (e.g., 0.00% and 0.06%), the chance of default by a medium-grade firm is small (e.g., .13% and .30%), and even low for low-grade debt the chance of default increases significantly (e.g., 1.23% for “Ba”, 3.20% for “B” and 13.5% for Caa/C).

Table 5
Moody's Corporate Transition Matrix (1920 to 1996)

Initial Rating	Probability of Rating after One Year							
	Aaa	Aa	A	Baa	Ba	B	Caa/C	Default
Aaa	92.28%	6.43%	1.03%	0.24%	0.02%	0.00%	0.00%	0.00%
Aa	1.28%	91.68%	6.09%	0.70%	0.17%	0.02%	0.00%	0.06%
A	0.07%	2.45%	91.59%	4.97%	0.67%	0.11%	0.02%	0.13%
Baa	0.03%	0.26%	4.19%	89.41%	5.07%	0.66%	0.07%	0.30%
Ba	0.01%	0.09%	0.43%	5.09%	87.23%	5.47%	0.45%	1.23%
B	0.00%	0.04%	0.15%	0.67%	6.47%	85.32%	3.44%	3.90%
Caa/C	0.00%	0.02%	0.04%	0.37%	1.38%	5.80%	78.78%	13.60%

The market perceives that lower rated debt is more risky, and investors require a higher return for those securities whose rating is downgraded. Bond prices decline and investors suffer losses when debt is downgraded; a downgrade is far more likely than default for most corporate debt. Empirical studies show that rating agencies lag the market's recognition of altered credit risk. (Ederington, L., Yawitz, J. and Roberts, B., 1987)

Latin American firms comprise almost five percent of international debt issued by corporations as of 2000. By contrast, Latin American issues account for over ten percent of governmental debt. Mexican companies represent almost two percent of the corporate debt outstanding while firms from both Argentina and Brazil each account for about one percent each. The proportion of Latin American corporate debt should increase and the importance of governmental debt decline as more public enterprises are privatized.

No Latin American corporate debt currently qualifies for a credit rating of "A" or better rating given the ratings assigned Mexico and countries in both South and Central America. The recent economic turmoil and default by Argentina will likely extend the period until countries are rated "A" or better. Countries currently assigned lower medium-grade will become upper medium-grade with the passage of time and stable economic growth. Corporate bonds rated "A" are weighted 50 percent for risk-based capital requirements, while corporate debt rated "Baa" and "Ba" is weighted 100 percent and debt rated "B" or lower rated is 150 percent. The majority of Latin American corporate and bank debt currently would be weighted 150 percent and 100 percent respectively. Is the indicated capital imposed by the new capital accord justified? This important question is addressed empirically by application of an advanced simulation model.

Risk management simulation

Risk assessment methodologies seek to assess the maximum potential change in the value of an asset or an asset portfolio with a stated probability over a pre-set horizon resulting from changes in interest rates, basis risk and credit risk. The risk in owning a portfolio of risky fixed-income securities is a function of changes in the risk-free term structure of interest rates, macro-economic conditions that affect the overall risk premium of an asset class, and the credit quality of the assets within a portfolio. The current practice to assess risk exposure typically evaluates market and credit risks independently. The practice misstates risk exposure at both the security and the portfolio level. Credit risk and market risk are correlated; therefore an integrated risk assessment methodology is critical. (Fridson, M., Garman, C. and Wu, S., 1997)

We here apply a diffusion-based methodology for assessing the value-at-risk (VaR) of a portfolio of fixed-income securities comparable to those now issued and likely to be issued for the foreseeable future by firms in Latin America. This is accomplished by simultaneously simulating both the future environment in which financial instruments will be valued and the credit rating of specific firms. Readers interested in the valuation model are invited to read the authoritative reference related to the model (Barnhill, T. M. and Maxwell, W. F., 2002), or refer to Appendix - 1 for a technical summary. Appropriately calibrated for the volatility of the period and firms to be studied, the simulation methodology produces reasonable credit transition probabilities, valuations for bonds with credit risk, and portfolio value-at-risk measures to include the marginal impact of each risk factor.¹ For the current application, the model was calibrated on US financial data for the period 1993-1998. Market volatility estimates were based on 1998 data, which included the Asian financial crisis. It is important to note that market volatility is higher for many Latin American countries than for the US. Thus, it would be expected that under Latin American conditions bond portfolio risk levels would be somewhat higher than those discussed below. However, the higher market volatility is partly captured by the lower international credit ratings assigned both countries and companies from Latin America. The model can be extended to evaluate asset/liability management risk as well as systemic risk within a financial system. (Barnhill, T. M., Papanagiotou, P. and Schumacher, L., 2000)

1 The proposed integrated risk assessment methodology allows for a direct estimation of portfolio risk level which is not available when market and credit risk are estimated separately and added together in an ad hoc manner (e.g. the proposed *New Basel Capital Accord*).

Market Risk - The price of a fixed-income security is a function of the term structure of interest rates. The term structure refers to the relationship of required yield and maturity. The value of an asset reflects the present value of projected cash flow discounted at a rate commensurate with term and risk. The distribution of potential cash flow varies with the credit quality of the bond and the market's required credit and liquidity risk premia. For current simulation purposes, we evaluate eight asset classes into which a bond may rest that range from "Aaa" to default. The term structure of interest rates, excluding the default category, is modeled as a stochastic variable. The Hull and White extended Vasicek model is used to model stochastic risk-free interest rates that are assumed to follow a mean-reversion process with a time-dependent reversion level. (Cox, J. C. *et al.*, 1985; Hull, J., 2000; Van Horne, J. C., 2001)

To simplify the exposition, we focus the VaR analytical illustration at the 95 percent confidence level. That is, the analysis shows the minimum amount an investor should anticipate losing five percent of the time. The time period analyzed is one year. Table 6 illustrates the interest rate or market risk of three classes of ten-year, US dollar-denominated bonds. The credit quality ranges from "A" to "B" with a focus on corporate asset classes rated as 50%, 100% and 150% for risk-based capital purposes. Note that upper medium-grade "A-rated" bonds may incur a loss equal to at least 6.0 percent of their mean present value five percent of the time periods analyzed. Meanwhile, low-grade "B-rated" bonds will lose at least 4.7 percent or more of their mean value five percent of the time.

Table 6
Value-at-risk Analysis for Individual Bonds
(Percentage Loss in Mean Value @ 95% Confidence Level)

Risk	Bond Rating		
	A	Baa	B
Market Risk	-6.0%	-5.5%	-4.7%
+ Basis Risk	-6.1%	-5.7%	-10.9%
+ Credit Risk	-6.8%	-19.5%	-45.6%

Low-grade bonds expose investors to less market risk than high-grade bonds with the same maturity. Low-grade bonds carry a high coupon to reward investors for the increased uncertainty of repayment. The high coupon leads to a lower effective duration. Duration measures the elasticity of a change in bond price to a change in interest rates. Duration declines as more cash flow is projected more quickly. Short-term bonds have a lower duration than long-term

bonds. High coupon bonds have a lower duration than zero coupon bonds. To illustrate, the effective duration of a 10-year "A-rated" note with a 7 percent coupon priced at par is 7.1 while the effective duration of a 10-year "B-rated" note with a 10 percent coupon priced at par is 6.2. Assuming interest rates follow a stochastic mean-reversion process, low-duration bonds expose investors to less market risk than high-duration bonds. However, interest rate movements between medium- and low-grade bonds do not necessarily change in a parallel manner over the business cycle.

Basis Risk - Basis risk represents the relationship of interest rates for securities of comparable term or maturity. Basis risk exists because investors require yield premiums that change over time. Credit risk and liquidity risk premiums increase during periods of financial uncertainty induced by country risk crises and/or economic recessions. Investors seek "safety." Credit risk and liquidity risk premiums narrow during economic prosperity. Investors "reach for yield."

We estimate the term structure applicable to a "Aaa" security as a stochastic log-normal spread over the risk-free term structure, and then sequentially estimate the term structure of the next lower credit quality by applying a log-normal spread over the term structure of the next higher corporate quality yields. The mean value of the simulated credit and liquidity basis spreads are set to approximately equal the forward yields implied by the initial term structures for various credit quality grades. Basis spreads are more volatile for lower grade debt given the willingness of investors to accept lower spreads during "good times" but need to be compensated with higher spreads during "bad times."

The effect of introducing basis spreads to that of market risk already discussed is also shown in Table 6. Note that the potential loss with 95 percent confidence for securities of any credit quality is now higher than when the analysis is limited to market risk alone. Bonds rated "Baa" exhibit the lowest VaR at a five percent confidence level when basis risk is added to market risk. Lower medium-grade "Baa" bonds lose at least 5.7 percent of their mean value compared to a 6.1 percent loss for upper medium-grade "A" bonds and a much higher potential loss of 10.9 percent for low-grade "B" debt. The incremental basis spread required for debt rated "Baa" is not sufficient to offset their lower effective duration and market risk. It is instructive to note how much incremental risk occurs as a result of introducing basis risk to the modeling exercise. The VaR for "A-rated" bonds increases .1 percent, compared to a change of .2 percent for "Baa-rated" debt and a very wide 6.2 percent marginal loss for "B-rated" notes. Any analytical model that assumes a parallel change of interest rates across instruments of varying credit quality will not capture basis risk. Clearly, basis risk increases as credit quality declines. Basis risk premiums change over the business cycle. While market risk and basis

risk are important, credit risk is even more important when modeling risk exposure with medium- and low-grade debt.

Credit Risk - Bond ratings change over time. In some cases, bonds default. The loss incurred from default is a function of the recovery value, if any, that results from a firm not meeting interest or principal payments on a timely basis and/or not fulfilling covenants related to an indenture. High-grade corporate bonds possess a very low probability of default within one year. The potential for default and loss increases as the credit rating declines. Basis risk evaluates how the value of a given quality bond may change given shifts in required yield for the given quality of bond. Credit risk evaluates how the value of a bond may change given a shift in credit rating that includes upgrades, downgrades and default.

The simulation evaluates credit risk by way of a reduced form contingent claims analysis. The shareholders of a firm hold a call option on the firm and the debt ratio (liabilities/assets) provides a measure of how far the call option is in the money. (Jorion, P., 2000) According to a contingent claims analysis, the value of a firm can be described by a diffusion-type stochastic process. Other assumptions include:

- The value of the debt measured by the debt ratio refers to the face value or cash flow applicable to liabilities due at maturity;
- The default-free interest rate and basis spreads are correlated, stochastic variables;
- The firm's debt ratio and volatility can be used to determine the approximate risky term structure to value a bond's cash flow;
- If the bond defaults, the recovery rate is stochastic and drawn from a distribution with a known mean (34%) and standard deviation (25%); (Altman, E., 1993)
- The dividend yield is constant over the time period simulated; and
- The firm retains an expected growth rate of assets and a target debt ratio that is constant.

Given the low probability of default, high- and upper medium-grade bonds are less affected by introducing credit risk to the analysis than lower medium-grade and low-grade bonds. The risk premium increases dramatically when bonds are classified low-grade because of the segmented investor market for high-yield bonds, and the higher probability of default and related loss.

The VaR analysis when credit risk is introduced is also shown in Table 6. According to the 10,000 simulations run for each result, a single "A-rated" bond may lose 6.8 percent or more of its mean value approximately five percent of the one-year time periods studied. As shown by Table 5, "A-rated" bonds exhibit a 2.52 percent chance of being upgraded in one year, but a 5.77 percent probability of being downgraded and a .13 percent probability of default within one year. There is more downside risk than upside potential. As a result, the VaR increases by 7 percent for "A-rated" bonds when credit risk is simulated together with market and basis risk. By contrast, the VaR jumps by 13.8 percent for "Baa-rated" debt and explodes by 34.7 percent for "B-rated" notes. Debt rated "Baa" historically has retained a 4.48 percent probability of being upgraded compared to a 5.80 percent chance of downgrade and a .30 percent chance of default. Although notes rated "B" have a 7.33 percent probability of being upgraded in one year versus a 3.44 percent of being downgraded, the market premium for a "Caa" rating is very high. Further, debt rated "B" has a 3.90 percent chance of defaulting in one year; this is not a trivial probability given the loss incurred given default.

It is important to note that banks subject to *The New Capital Accord* would likely be required to keep capital equal to 5 percent of "A-rated" debt (50% risk weight), 10 percent of "Baa-rated" bonds (100% risk weight) and 150 percent of "B-rated" notes (150% risk weight) to be considered well-capitalized for the risk-based capital rule. However, the VaR analysis shown in Table 6 indicates the value-at-risk of a single bond with a five percent confidence level substantially exceeds such prudential capital requirements. The indicated capital backing appears too low for all three classes of bonds; the shortfall is especially low as the credit rating class approaches ratings common to Latin American firms whose debt has been or is likely to be rated by the international credit rating agencies. The VaR analysis considers the effect of a change in interest rates, basis spreads and credit risk for an individual bond; investors, however, invariably hold a portfolio of bonds. By evaluating risk in isolation, the potential advantage of diversification is ignored.

Portfolio value-at-risk

To perform portfolio analysis, we form portfolios of financial instruments that range from one bond already discussed to 20 and then 100 bonds. Each bond is assumed to have a ten-year term, US dollar-denomination and similar credit quality. Table 7 illustrates the VaR for a portfolio of bonds drawn from the same industry. The VaR declines a little for debt rated "A" as more instruments are included in a portfolio. The VaR at the five percent level of confidence declines by .2 percent from a loss of 6.8 percent with one bond to a loss of 6.6 percent with 100 bonds. Adding more bonds to a upper medium-grade bond portfolio has little affect on

risk exposure. By contrast, the VaR declines by 11.0 percent from a loss of 19.5 percent with one instrument to a loss of 8.5 percent for a lower medium-grade debt portfolio of 100 securities. The VaR plummets by 29.4 percent for low-grade debt when a portfolio is increased from one to 100 issues. Diversification is clearly more important for lower quality debt common to Latin American issuers. It is less likely that a large number of securities would be downgraded and/or default at the same time; portfolio analysis derived from the diffusion-based simulation is able to capture and measure the advantage of diversification.

Table 7
Total Value-at-risk Analysis for Portfolio of Bonds from a Single Sector
(Percentage Loss in Mean Value @ 95% Confidence Level)

Number of Bonds	Bond Rating		
	A	Baa	B
1	-6.8%	-19.5%	-45.6%
20	-6.6%	-8.8%	17.3%
100	-6.6%	-8.5%	16.2%

Correlation among firms declines when firms of different industries are introduced to a portfolio. Table 8 illustrates how portfolio VaR changes when the portfolio of bonds simulated include up to twenty different industries. Again, the VaR declines a little for debt rated "A." The VaR falls from 6.8 percent to 6.5 percent with 20 bonds drawn from twenty industries and to 6.3 percent with 100 bonds from twenty industries. The risk reduction is far more dramatic for bonds rated "Baa" and "B." The VaR declines from 19.5 percent for "Baa" debt analyzed individually to 7.2 percent for a portfolio of 100 bonds from twenty industries. Similarly, the VaR falls from 45.6 percent for debt rated "B" when analyzed individually to 13.6 percent from a large, diversified portfolio. Barnhill and Maxwell have shown that such simulated portfolio VaR analyses are very similar to the historical VaR levels for actual bond portfolios. (Barnhill, T. M. and Maxwell, W. F., 2002)

The *New Basel Capital Accord* requires banks using the standardized capital rule to maintain 100 percent more capital (e.g., 10% v. 5%) for a "Baa-rated" bond than an "A-rated" note, and 200 percent more capital (e.g., 15% v. 5%) for a "B-rated" bond than an "A" note. The VaR analysis derived from Table 8 indicates that there is more risk with lower grade debt. However, the analysis simulates the simultaneous implications for VaR given changes in interest rates, basis spreads and credit risk for a diversified portfolio. The VaR analysis suggests there

is only 14 percent more risk (i.e., 7.2% VaR v. 6.3% VaR) for “Baa” debt and 115 percent more risk (i.e., 13.6% VaR v. 6.3% VaR) for “B” notes. The incremental capital required by the revised capital accord more than covers the incremental risk of well-diversified investors in both lower medium-grade and low-grade debt. Assuming that the 95 percent VaR confidence level is the appropriate risk measure, the proposed capital charge does not appear excessive when the correlated risks are measured in a diversified portfolio context.

Table 8
Total Value-at-risk Analysis for a Portfolio of Bonds and Sectors
(Percentage Loss in Mean Value @ 95% Confidence Level)

Sectors	Bonds	A	Bond Rating	
			Baa	B
1	1	-6.8%	-19.5%	-45.6%
20	20	-6.5%	-7.7%	-15.3%
20	100	-6.3%	-7.2%	-13.6%

Summary

Current risk estimation methodologies calculate market risk and credit risk in separate analyses and often ignore basis risk. There is no reliable method for combining these risk measures into one overall portfolio risk assessment. Such risk estimation errors have significant implications for many types of financial decisions to include bank capital adequacy requirements. Using market volatility estimated from US data for 1998 which included substantial global market turmoil, this paper applies a simulation model to assess correlated market, basis and credit risk for both individual bonds and a portfolio of bonds comparable to those issued by Latin American companies in the international financial market. Interest rate or market risk is relatively more important for high-grade bonds issued by strong companies from developed countries. Basis risk and credit risk are more important for companies from countries whose sovereign debt is rated lower medium-grade and low-grade.

The value-at-risk with a 95 percent confidence level for a lower medium-grade bond or low-grade bond is very high when analyzed individually. The risk of owning a well-diversified portfolio of lower credit quality corporate bonds is shown to be reduced to manageable levels. The value-at-risk from a diversified portfolio of bonds comparable to those issued by Latin

American firms is simulated using US volatility levels to lie within revised capital standards. It is important to note that value-at-risk estimates show much greater losses for lower grade bonds individually or in a portfolio context when evaluated at a 99 percent confidence level than the 95 percent level illustrated in this analysis.

It is also important to note that the simulated portfolio risk levels would increase if emerging market volatility levels were utilized. Yet, the lower international credit ratings of both countries and companies in Latin America partly reflects such risk. Private capital formation in Latin America should not be impeded by the revised capital requirement. Equity capital requirements appear consistent with risk exposure; the global rule should not distort the ability of bank investors to create value for shareholders based on a traditional risk/reward financial market dichotomy.

Selected references

Altman, E. *Corporate financial distress and bankruptcy*. 2nd ed. New York: Wiley, 1993.

Bank for International Settlements. *The New Basel Capital Accord*. 2001.

Bank for International Settlements. *International banking and financial market developments*. 2000.

Barnhill, Theodore M., Maxwell, William F. Modeling correlated market and credit risk in fixed income portfolios. *Journal of Banking and Finance*, v. 26, 2002.

Barnhill, Theodore M., Papanagiotou, P.; Schumacher, L. Measuring integrated market and credit risk in bank portfolios: an application to a set of hypothetical banks operating in South Africa. *IMF Working Paper*, December 2000. Received the 2001 Milken Institute Award for research excellence in the area of global studies. Forthcoming *Journal of Financial Markets, Institutions and Instruments*.

Cox, J.C., Ingersol, J. E., Ross, S. A. A theory of the term structure of interest rates. *Econometrica*, v. 53, 1985.

Ederington, L., Yawitz, J., Roberts, B. The informational content of bond ratings. *Journal of Finance*, v. 53, 1987.

Fridson, M., Garman, C.; Wu, S. Real interest rates and the default rates on high-yield bonds. *Journal of Fixed Income*, 1997

Handorf, William C., Amira, Khaled. Sovereign Latin American eurobonds. *Economia Aplicada*, v. 3, n. 4, p. 497-518, Out./Dez. 1999.

Hull, J. *Options, futures and other derivatives securities*. 4'th ed. Prentice Hall, 2000.

Jorion, P. *Value at risk*. 2nd ed. New York: McGraw-Hill, 2000.

Merton, R. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *Journal of Finance*, v. 29, 1974.

Van Horne, James C. *Financial market rates and flows*. Sixth Edition. Prentice Hall, 2001.

Vasicek O. An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics*, v. 5, 1977.

Appendix 1 - Simulation methodology

A. Model description

In this study, we employ a methodology similar to that used by Barnhill and Maxwell (2002). We first simulate the future financial environment and then estimate the credit quality of the firm and the value of the security in question within that financial environment.

The financial environment is modeled as a set of correlated term structures (U.S. government, AAA, ..., CCC) and a correlated equity market index. We simulate the stochastic risk-free rates using the Hull and White (1990, 1993, and 1994) extended Vasicek model. The interest rate is assumed to follow a mean-reversion process with a time dependent reversion level.

$$\Delta r = a[(\theta(t)/a) - r]\Delta t + \sigma\Delta z \quad (1)$$

$$\theta(t) = F_t(0, t) + \alpha F(0, t) + \frac{\sigma^2}{2a} (1 - e^{-2at}) \quad (2)$$

Here, Δr is the risk-neutral process by which r changes, r is the instantaneous continuously compounded short-term interest rate, a is the mean reversion rate, $\theta(t)$ is used to calibrate the model, $F(0, t)$ is the forward rate at t calculated at 0, Δt is a small increment of time, σ is the

instantaneous standard deviation of r , and Δz is a Wiener process driving term structure movements with $\Delta z = \varepsilon \sqrt{\Delta t}$. The AAA term structure is modeled as a correlated log-normal spread over the risk-free rate, AA is modeled as a correlated log-normal spread over AAA, and so on.

The simulated values of equity market indices (S) assumes that S follows a geometric Brownian motion with constant parameters.² The expected growth rate (μ) is equal to the expected return on assets (μ) minus its dividend yield (θ).

$$S + \Delta S = S \exp\left[\left(m - \frac{\sigma^2}{2}\right)\Delta t + \sigma \varepsilon \sqrt{\Delta t}\right] \quad (3)$$

The correlations between interest rates and market equity returns are modeled using the n -variate normal distribution procedure described by Hull (2000, p. 409).

Modeling credit quality starts by modeling the value of the firm. In particular, the value of the firm is assumed to follow the following stochastic process:

$$dV = (\alpha V - C)dt + \sigma dz \quad (4)$$

Here, V is taken to be the sum of the market value of the firm's equity plus the face value of its debt. The parameter α is the instantaneous expected rate of return on the firm per unit of time, C is the total dollar amount paid by the firm to either stockholders or bondholders, σ^2 is the instantaneous variance of return per unit of time and dz is a standard Gauss-Wiener process. It is assumed that the firm's debt ratio (D/V) and volatility (σ) can be used to determine the appropriate risky term structure to value the cash flows of the bond.

The return on a firm's equity is estimated using the capital asset pricing model. For this purpose, the return on the market index (K_m) is estimated as $K_m = (DS/S) + \theta$ and the return on equity for individual firms is simulated using equation (5), where ε is a random sample from a standardized normal distribution.

2 While the lognormal assumption for stock prices has known limitations (e.g. the problem of "fat tails") it is still very widely used because it adequately represent many empirical distributions (see Jorion, 2000, p. 113). Also it should be noted that assuming a lognormal distribution for equity index prices does not imply that we are using a lognormal distribution for bond prices. In fact the distribution of bond prices will be driven by the correlated changes in interest rates, and bond credit ratings, as well as the maturity of the bond at the end of the simulation time step.

$$K_i = R_F + \beta_i(K_m - K_{RF}) + \sigma_i \Delta z \quad (5)$$

The resulting equity returns are in turn used to simulate a distribution of future equity market values and debt ratios. The debt ratios are then mapped into credit ratings. Finally, the value of the bond at an assumed time step is calculated using the simulated term structure appropriate for that risk class. If the bond defaults, the recovery rate is modeled as a beta distribution with an assumed mean value and standard deviation.

A origem das crises financeiras internacionais: fracos fundamentos ou puro contágio? uma análise empírica

Milton de Assis[§]

RESUMO

Alguns analistas defendem que existe um padrão de contágio das crises financeiras internacionais que é explicitado por fracos fundamentos macroeconômicos, enquanto para outros o padrão de contágio é aleatório e resulta do comportamento irracional dos investidores e/ou da especulação desestabilizadora. Os trabalhos empíricos de Sachs (1996), para analisar a crise do México, e de Stiglitz (1998), usando o mesmo modelo de Sachs para analisar a crise da Ásia, são as referências básicas desta controvérsia. Trabalhos empíricos posteriores, realizados por Kaminsky e Reinhart (1998), Glick e Rose (1998) e Berg e Patillo (1999), entre outros, chegaram a resultados contraditórios. Este trabalho realiza uma análise econométrica dos contágios ocorridos nas crises do México, Ásia e Brasil usando uma versão do modelo de Sachs, que incorpora variáveis compostas e dados estatísticos atualizados de 22 países emergentes. A análise conjunta das crises (“pooling time series cross section data”) deste trabalho tem a vantagem de melhorar a inferência estatística e aumentar os graus de liberdade na estimação dos parâmetros do modelo e, quando comparada com as análises econométricas específicas das crises, permite verificar se existe um padrão comum. Os resultados de nossa análise sugerem que o alastramento da crise depende fortemente do comportamento irracional do mercado, mas não afastam a hipótese de que maus fundamentos podem ter algum papel na ignição do processo de contágio. A nossa conclusão é de que para se proteger do contágio da crise o país deveria complementar a prática de bons fundamentos com a disponibilidade de uma linha de contingência com o FMI e limitar a mobilidade dos capitais voláteis de curto prazo.

Palavras-chave: contágio da crise financeira internacional, fundamentos macroeconômicos e a crise financeira.

ABSTRACT

Some analysts defend that there is a pattern of contagion for the international financial crises defined by weak macroeconomic fundamentals while for others the pattern of contagion is random and results from investors irrational behavior and/or destabilizing speculation. The empirical analysis conducted by Sachs (1996) for the Mexican crises and Stiglitz (1998), using the Sachs model, for the Asian crises are the basic references for this controversy. Additional empirical works by Kaminsky and Reinhart (1998), Glick and Rose (1998) and Berg and Patillo (1999) among others, reached conflicting results. This article is an econometric analysis of the contagion occurred during the Mexican, Asian and Brazilian crises, using a different version of the Sachs model incorporating composite variables and updated statistics for 22 developing countries. The pooling time series cross section data analysis used in the study improved the statistical inference and increased the degrees of freedom in the parameters estimates and, when compared with the econometric analysis of each crises, helped check the hypothesis of a single pattern for all financial crises. The analysis suggests that the spreading of crises depends heavily on the irrational behavior of the markets, but does not reject the hypothesis that weak fundamentals may play some role starting the contagion process. The conclusion is that a country to protect itself from contagion crises should complement good fundamentals with a contingency credit line from the IMF and constrain the short-term capital volatility.

Key words: international contagion crises, macroeconomic fundamentals and financial crises.

JEL classification: F41

§ Professor Adjunto da FCE/UERJ.

Recebido em agosto de 2001. Aceito em maio de 2002.

1 Introdução

Em dezembro de 1994 o México adotou o regime de taxas flutuantes pressionado pelo baixo nível das reservas internacionais (inferior a um mês de importações) e após uma desvalorização de 11% no período janeiro a dezembro de 1994. A moratória unilateral do México marcou o início de uma nova fase na atuação do FMI para impedir que a crise mexicana contagiasse outros países da América Latina e acabasse abalando o sistema financeiro dos países desenvolvidos, especialmente o setor bancário dos EUA. Este risco levou os governos dos países desenvolvidos, principalmente Estados Unidos, Grã-Bretanha e Alemanha, a intervirem ativamente no processo de reescalonamento da dívida dos países em desenvolvimento. A assistência financeira ao programa de ajuste exigiu co-financiamento de US\$ 51 bilhões.

A crise financeira dos países do sudeste asiático aconteceu no segundo semestre de 1997. A crise foi caracterizada por uma forte desvalorização cambial, baixas reservas internacionais, colapso nos mercados domésticos de ativos, falências generalizadas de bancos e empresas e forte risco de moratória da dívida externa. A crise coreana foi considerada a mais séria porque a elevada dívida externa do país e a eventual fuga dos investidores estrangeiros poderiam afetar o sistema financeiro e econômico do Japão e, desta forma, contagiar o resto do mundo. Coréia, Tailândia e Indonésia acertaram programas de ajuste com o FMI no último trimestre de 1997 com recursos de co-financiamento de US\$ 57 bilhões para a Coréia, enquanto Tailândia e Indonésia receberam, respectivamente, US\$ 17 bilhões e US\$ 40 bilhões.

Em janeiro de 1999 a crise financeira chegou ao Brasil com a interrupção do fluxo de capitais externos, mudança do regime cambial e elaboração de um programa de ajuste coordenado pelo FMI com recursos de co-financiamento no valor de US\$ 41.5 bilhões.

Alguns analistas defendem que existe um padrão de contágio explicitado por fracos fundamentos macroeconômicos, enquanto para outros o padrão de contágio é aleatório. Os primeiros argumentam que a crise iniciada em um país deteriora a percepção dos fundamentos econômicos de outros países, causando o contágio, enquanto para os últimos o contágio é causado pelo pânico especulativo ou comportamento de manada dos investidores. Os trabalhos empíricos de Sachs (1996), para analisar a crise do México, e de Stiglitz (1998), usando o mesmo modelo de Sachs para analisar a crise da Ásia, são as referências básicas da controvérsia, respectivamente, entre os defensores da existência de um padrão de contágio e os defensores do contágio puro ou aleatório. Trabalhos empíricos posteriores para explicar as crises do México e dos países asiáticos usando o modelo de Sachs, mas com diferentes grupos de países, definições das variáveis e fontes de dados estatísticos, realizados por Kaminsky e

Reinhart (1998), Glick e Rose (1998) e Berg e Patillo (1999), entre outros, chegaram a resultados contraditórios.

Neste trabalho, definimos crise de contágio como a crise financeira que resulta de uma deterioração na crença dos investidores em relação à saúde financeira do país em decorrência da decisão de reavaliar os fundamentos macroeconômicos devido à eclosão da crise em outro país. Se a reavaliação dos fundamentos indicar que o país é fraco e vulnerável, os investidores irão retirar seus capitais para se protegerem de perdas de capital por ocasião de uma possível mudança na taxa de câmbio, enquanto os especuladores irão atacar a moeda para obter lucros especulativos. O objetivo deste trabalho é realizar uma análise econométrica dos contágios ocorridos nas crises do México, Ásia e Brasil usando uma versão do modelo de Sachs e dados estatísticos atualizados de 22 países emergentes para testar a hipótese de que a inter-relação entre os fundamentos macroeconômicos de um país explicam sua vulnerabilidade à severidade da crise. A análise conjunta das crises (*“pooling time series cross section data”*) tem a vantagem de aumentar os graus de liberdade na estimação dos parâmetros do modelo e, quando comparada com as análises econométricas específicas das crises, permite verificar se existe um padrão comum.

2 Os estudos empíricos de Sachs (1996), Stiglitz (1998) e Patillo (1999)

No modelo usado para analisar a crise do México de 1994, Sachs (1996) faz a hipótese de que os investidores internacionais fogem de países onde existe a expectativa de ocorrer uma grande desvalorização da moeda no futuro próximo e de que a crise especulativa ocorre quando os fundamentos macroeconômicos são fracos e as reservas internacionais inadequadas. No modelo de Sachs, os fracos fundamentos macroeconômicos considerados são apreciação exagerada da taxa de câmbio real e empréstimos bancários excessivos para o setor privado. A apreciação da taxa de câmbio real é usada como uma *“proxy”* dos fracos fundamentos que originam o desequilíbrio do balanço de pagamentos. Neste modelo, quanto maior o grau de apreciação da moeda nacional maior é a probabilidade de que o governo irá promover uma desvalorização da moeda, e quanto mais debilitado o sistema bancário menor a probabilidade do governo defender a moeda por meio do aumento da taxa de juros interna e maior a probabilidade de decidir desvalorizar a moeda. Finalmente, como uma fuga de capitais pode ser financiada pela utilização das reservas internacionais, quanto menor o nível das reservas maior a probabilidade de o governo desvalorizar a moeda caso ocorra uma reversão dos fluxos de capitais. O modelo de Sachs testa a hipótese de que os fundamentos e as reservas devem estar fracos para que haja uma crise especulativa.

A variável dependente índice da crise foi estimada como uma média dos aumentos percentuais das taxas de câmbio nominais em relação ao dólar e das quedas das reservas internacionais de uma amostra de 20 países no período novembro de 1994 a março de 1995 ponderados pelas respectivas variâncias. As variáveis explicativas são a variação percentual das taxas de câmbio reais médias ocorridas nos períodos 1986 a 1989 e 1990 a 1994, a variação percentual da razão entre os empréstimos nominais ao setor privado e o PIB entre os anos 1990 e 1994, usada como “*proxy*” da fragilidade do setor bancário, e a variação percentual da razão entre M2 e o estoque de reservas internacionais entre os anos 1990 e 1994. Os longos períodos usados na estimativa da variação da taxa de câmbio real procuram captar a idéia de que a sobrevalorização prolongada da taxa de câmbio real acaba excluindo do mercado externo as empresas que produzem bens de exportação. A taxa de câmbio real usada é uma média das taxas de câmbio bilaterais em relação ao dólar, ien e o marco e uma variável *dummy* relaciona os níveis fraco e forte das reservas internacionais com as variáveis que representam os fundamentos macroeconômicos.

Os resultados obtidos por Sachs encontram-se na Tabela 1, e mostram que os coeficientes estimados para apreciação da taxa de câmbio real e aumentos dos empréstimos bancários para países com fracos fundamentos e insuficientes reservas internacionais apresentam os sinais previstos e são estatisticamente significativos a 5%. Os restantes coeficientes estimados não são significativos ou apresentam sinais contrários aos esperados. Para os países com fortes fundamentos, mas baixos níveis de reservas internacionais, os coeficientes das variáveis taxa de câmbio real e empréstimos não são significativos a 5%, enquanto para os países com fortes fundamentos e altos níveis de reservas internacionais os coeficientes estimados são significativos, mas contrariando a hipótese de que a crise não alcançaria os países com fortes fundamentos e altas reservas, o coeficiente estimado dos empréstimos é positivo. Estas variáveis explicam 69% da variância da variável dependente, 54% quando ajustada pelos graus de liberdade, e os resultados da análise de regressão foram usados como evidência estatística para a tese defendida por Sachs de que fracos fundamentos macroeconômicos e baixos níveis de reservas explicam o padrão de contágio.

As conclusões de Sachs (1996) foram refutadas por Stiglitz (1998) em sua análise empírica da crise asiática de 1997 usando modelo igual ao de Sachs para uma amostra de 34 países emergentes. A taxa de câmbio real usada no estudo foi uma média das taxas de câmbio reais dos países parceiros ponderadas pela participação no comércio, estimadas pelo Banco Mundial, e a variação percentual da taxa de câmbio real foi estimada usando as médias dos períodos 1988 a 1992 e janeiro de 1996 a junho de 1997. Na estimação do índice da crise, Sachs (1996) usou as variações percentuais das taxas de câmbio nominais e das quedas das reservas internacionais ocorridas no período junho de 1997 a dezembro de 1997.

Tabela 1
Regressões Realizadas por Sachs (1996) e Patillo (1999) para a Crise do México e por Stiglitz (1998) para a Crise Asiática

Variáveis independentes	Coeficientes estimados		
	Sachs (1996) crise do México	Stiglitz (1998) crise Asiática	Patillo (1999) crise do México
Apreciação da taxa de câmbio real com baixas reservas internacionais e fracos fundamentos	0,27 * (n.d.)	-0,66 (n.d.)	1,59 1,13
Excesso de empréstimos com baixas reservas internacionais e fracos fundamentos	0,38 * (n.d.)	0,32 * (n.d.)	3,75 * 1,41
Apreciação da taxa de câmbio real com baixas reservas internacionais e fortes fundamentos	-0,23 (n.d.)	0,35 (n.d.)	0,06 0,23
Excesso de empréstimos com baixas reservas internacionais e fortes fundamentos	-0,51 (n.d.)	0,17 (n.d.)	-16,9 * 7,29
Apreciação da taxa de câmbio real com altas reservas internacionais e fortes fundamentos	-0,64 * (-2.73)	0,29 (n.d.)	-6,46 * 1,86
Excesso de empréstimos com altas reservas internacionais e fortes fundamentos	0,18 * -0,95	-0,03 (n.d.)	1,74 * 0,65
R ²	0,69	0,05	0,66
R ² ajustado	0,54	-0,16	0,50

Obs. Os erros padrões encontram-se em parênteses e o asterísco * indica que o coeficiente estimado é significativo a 5%.

Os resultados da análise econométrica de Stiglitz para a crise asiática, apresentados na Tabela 1, mostram que a capacidade de explicação do modelo é extremamente pobre e que somente o coeficiente estimado do excesso de empréstimos dos países com baixas reservas e fracos fundamentos é significativo e tem o sinal previsto. Os fracos resultados empíricos da análise foram usados por Stiglitz como evidência de que o alastramento da crise dos países asiáticos não resultou de fracos fundamentos macroeconômicos.

Patillo (1999) reestimou as regressões feitas por Sachs para a crise do México usando dados atualizados para os países da amostra original. Os resultados apresentados na Tabela

l mostram que, para países com baixos níveis de reservas internacionais e fracos fundamentos, o coeficiente estimado para o aumento dos empréstimos é significativo, mas que o coeficiente estimado para o aumento da taxa de câmbio real não é significativo. Patillo menciona, sem divulgar os resultados estatísticos, que o uso do modelo Sachs para explicar a crise asiática apresentou ajustamentos estatísticos pobres e que apenas o coeficiente estimado dos empréstimos excessivos dos países com baixos níveis de reservas internacionais e fracos fundamentos foi significativo e com o sinal correto. A conclusão de Patillo foi de que a relação de causalidade entre fundamentos macroeconômicos e intensidade da crise do modelo de Sachs foi verificada na crise do México, mas não na crise do Leste Asiático.

3 Um modelo de variáveis compostas

O modelo que vamos especificar é uma extensão do modelo de Sachs (1996) usando como indicadores da vulnerabilidade externa ao contágio variáveis compostas discutidas no World Economic Outlook do FMI (1999).

A crise financeira pode ser definida como uma forte pressão sobre o mercado de moedas, que se reflete na desvalorização da moeda, na variação das reservas internacionais ou na variação da taxa de juros. Isto acontece porque durante uma corrida especulativa o governo pode deixar a moeda se desvalorizar, intervir no mercado de moedas vendendo reservas internacionais, aumentar a taxa de juros para estimular a entrada de capitais a fim de neutralizar as pressões especulativas sobre a moeda nacional ou decidir por uma combinação destas três alternativas de política econômica.

Neste estudo, a intensidade da crise financeira experimentada por um país em um determinado período é definida como uma média das variações percentuais das taxas de câmbio nominais, quedas dos estoques de reservas internacionais e taxas de juros nominais ponderadas pelas respectivas variâncias dos países da amostra. Apesar das variâncias refletirem a função de reação dos governos, e não o “*trade off*” entre variáveis de política econômica, a ponderação pelas variâncias tem sido utilizada na maior parte das estimativas de índices das crises porque é impossível estimar as funções objetivo dos governos, como discutido em Eichengreen (1995 e 1997). Além disso, a exemplo dos estudos empíricos anteriores, excluimos a taxa de juros da estimativa do índice da crise porque os dados existentes não são comparáveis.

Na estimativa dos índices das crises do México, Ásia e Brasil usamos o Internacional Financial Statistics do FMI para calcular as médias das variações percentuais das taxas de câmbio e das quedas das reservas internacionais dos países da amostra nos períodos novembro de 1994 a março de 1995, junho de 1997 a dezembro de 1997 e dezembro de 1998 a março

de 1999, ponderadas pelas respectivas variâncias durante as crises do México, Ásia e Brasil. O índice da crise para Hong Kong durante a crise do México não foi estimado por falta de informações estatísticas.

A análise da Tabela 2 mostra que a crise do México de 1994 contagiou principalmente o Brasil e Argentina, enquanto a crise da Tailândia de 1997 afetou mais duramente a Coreia, Indonésia, Filipinas e Malásia. Apesar dos principais impactos destas crises terem se verificado em nível regional, Malásia e Filipinas foram contagiados pela crise do México, enquanto Turquia, Colômbia, Paraguai, Paquistão, Nova Zelândia e Cingapura também foram afetados pela crise da Ásia. A crise do Brasil foi bastante localizada, não tendo afetado outros países da Ásia e da América Latina, exceto Paraguai.

Tabela 2
Índice das Crises do México, Ásia e Brasil

Países	Crise do México	Crise da Ásia	Crise do Brasil
África do Sul	-23,30	2,43	2,67
Argentina	19,29	-3,54	1,00
Bolívia	-8,59	0,52	5,79
Brasil	13,87	5,08	36,48
Chile	-6,45	3,21	5,97
China	-10,48	-4,51	-0,56
Cingapura	-4,85	14,43	4,53
Colômbia	-2,85	15,69	0,42
Coreia	-6,88	55,90	-6,24
Filipinas	7,23	36,81	-15,31
Hong Kong	n.d.	-10,09	0,11
Índia	-3,44	8,02	-6,85
Indonésia	0,80	78,38	-1,82
Israel	-19,26	-1,51	0,50
Malásia	8,03	40,52	-4,01
México	67,71	-4,46	0,54
N.Zelândia	-6,58	10,25	4,72
Paquistão	-0,53	12,43	-39,19
Paraguai	-0,05	9,98	16,74
Peru	0,28	0,84	4,94
Tailândia	-0,99	59,66	0,31
Turquia	-24,59	26,61	0,01
Uruguai	-5,76	-1,21	4,52
Venezuela	2,22	0,20	8,40

Fonte : World Development Indicators 2000.

Vamos testar a hipótese de que as crises de contágio estão sistematicamente relacionadas aos fracos fundamentos macroeconômicos dos países, isto é, que a crise em um país induz os investidores de outros países a reavaliarem os fundamentos destes países e, se o país for considerado vulnerável, retirar seus capitais antes que a esperada depreciação da moeda resulte em perdas de capital. Além disso, a vulnerabilidade do país estimula os especuladores a atacarem a moeda para obterem lucros causando uma corrida que intensifica a crise.

Os fundamentos macroeconômicos podem ser divididos em três grupos: vulnerabilidade externa, vulnerabilidade interna e vulnerabilidade à fuga de capitais. A crise é chamada de financeira quando a fragilidade do país está associada à ocorrência simultânea de problemas com o balanço de pagamentos e com o sistema bancário, enquanto a crise cambial é uma vulnerabilidade decorrente de problemas com o balanço de pagamentos. A importância das crises do balanço de pagamentos e do setor bancário na vulnerabilidade de um país às crises financeiras internacionais foram extensivamente analisadas por Glick (1999).

Na vulnerabilidade externa, a crise da moeda resulta de um desequilíbrio do balanço de pagamentos, que pode resultar de vários fatores tais como sobrevalorização da moeda nacional, déficit em conta corrente, déficit fiscal, reversão do fluxos de capitais etc... Como o desequilíbrio do balanço de pagamentos está associado a vários fatores, vamos criar quatro variáveis compostas alternativas como “proxies” da vulnerabilidade externa e testar a hipótese de que a inter-relação entre os fatores que compõem a variável composta aumenta a vulnerabilidade do país à crise internacional.

- 1) A variável composta COMP1 procura captar a interação entre a taxa de câmbio real e o déficit do balanço de pagamentos em conta corrente e foi construída multiplicando a taxa de câmbio real por uma variável *dummy* que assume o valor um se o déficit do balanço de pagamentos em relação ao PIB for superior a 5% e zero se for inferior. A hipótese a ser testada é de que uma apreciação das moedas dos países com alto déficit do balanço de pagamentos em conta corrente resulta numa intensificação da crise financeira.
- 2) A variável composta COMP2 foi construída multiplicando-se a relação entre o déficit em contas correntes e o PIB por uma variável “*dummy*” que assume o valor um se a apreciação da taxa de câmbio real é superior a 10% e zero se for inferior. A apreciação da taxa de câmbio real igual a 10% corresponde à mediana da amostra e é considerada pelos analistas de mercado como um valor de referência. A hipótese que vamos testar é que um aumento do déficit em conta corrente dos países com moeda fortemente apreciada aumenta o índice da crise financeira.
- 3) A variável composta COMP3 é igual ao déficit em conta corrente menos os investimentos externos diretos, ambos medidos em relação ao PIB, vezes uma variável “*dummy*” que as-

sume o valor um se a apreciação da taxa de câmbio real é superior a 10% e zero se for inferior. A lógica na construção desta variável é que o déficit em contas correntes preocupa menos o investidor quando financiado por investimentos diretos do que por empréstimos de curto prazo porque o caráter volátil dos empréstimos de curto prazo pode requerer uma forte desvalorização da moeda, ou redução da absorção interna, o que agravaria a crise. Além disso, os investimentos diretos externos estão associados a uma melhor expectativa de crescimento das exportações. A hipótese que vamos testar é de que um aumento do déficit em conta corrente não financiado por investimentos externos diretos dos países com moeda fortemente apreciada afeta positivamente o índice da crise.

- 4) A variável composta COMP4 é igual ao déficit em conta corrente vezes uma variável *dummy* igual a 1 se o déficit fiscal é igual ou superior a 3% e igual a zero se for inferior. A identidade básica das contas nacionais mostra que o déficit em conta corrente é um problema quando o déficit fiscal é financiado pelas poupanças interna privada e externa. Vamos testar a hipótese de que um aumento do déficit em conta corrente afeta positivamente o índice da crise dos países com forte déficit fiscal.

Na construção das variáveis compostas usamos as estimativas do J. P. Morgan para a taxa de câmbio real efetiva e o World Bank Economic Indicators ano 2000 para as estimativas do déficit do balanço de pagamentos em conta corrente e dos investimentos líquidos diretos externos em relação ao PIB. A variação porcentual da taxa de câmbio real efetiva é estimada a partir das médias dos períodos 1990 a 1994 e 1986 a 1989 para a crise do México, 1992 a 1996 e 1987 a 1991 para a crise da Ásia, e 1994 a 1998 e 1989 a 1993, para a crise do Brasil. A variação porcentual da razão entre os déficits dos balanços de pagamentos em conta corrente e dos investimentos líquidos externos diretos e o PIB são entre os anos 1990 e 1994, 1992 e 1996 e 1994 e 1998, respectivamente para as crises do México, leste da Ásia e Brasil.

A fragilidade do setor bancário foi a maior fonte de vulnerabilidade doméstica nas crises do México (1994) e da Ásia (1997). Quando os empréstimos para o setor privado aumentam excessivamente, os bancos têm dificuldade para analisar a viabilidade dos projetos e a supervisão do banco central torna-se mais difícil, deteriorando a qualidade dos empréstimos e aumentando a fragilidade dos bancos. Nesta situação, o governo não pode aumentar a taxa de juros para defender a moeda devido ao risco de um aumento significativo da taxa de inadimplência. Portanto, quanto mais fragilizado o sistema bancário, maior a probabilidade do governo desvalorizar a moeda para enfrentar a crise e mais intenso deverá ser o ataque dos especuladores. Da mesma forma como Sachs (1996) e Stiglitz (1998), usamos como “*proxy*” para a fragilidade do sistema bancário a taxa de crescimento porcentual EMP da razão entre os haveres dos bancos com o setor privado e o PIB no ano anterior à crise e quatro anos atrás. A fonte de dados usada foi o World Bank Economic Indicators ano 2000 e estimamos a taxa de crescimento em termos porcentuais da razão entre os haveres dos bancos sobre o

setor privado e o PIB entre os anos 1990 e 1994 para a crise do México, 1992 e 1996 para a crise dos países asiáticos e 1994 e 1998 para a crise do Brasil.

A vulnerabilidade às fugas de capitais é um problema de liquidez que acontece quando as obrigações externas de curto prazo do país excedem as reservas internacionais. Neste caso, se os investidores perdem a confiança e em pânico decidem retirar seus ativos do país teremos uma crise de falta de liquidez se as reservas existentes forem insuficientes para financiar a saída de capitais de curto prazo. Sachs (1996) e Stiglitz (1998) argumentam que a razão entre os estoques de empréstimos internacionais de curto prazo e as reservas internacionais é uma medida da falta de liquidez porque os credores externos podem se recusar a refinarçar os empréstimos de curto prazo. Neste estudo, da mesma forma como no World Economic Outlook do FMI (1999), vamos medir a vulnerabilidade do país aos movimentos de capitais de curto prazo pela razão entre os estoques de moeda M2 e de reservas internacionais porque os investidores podem rapidamente converter os ativos líquidos M2 em moeda externa. A fonte de dados usada foi o World Bank Economic Indicators ano 2000, e estimamos a taxa de crescimento em termos porcentuais da razão entre os estoques de M2 e reservas internacionais entre os anos 1990 e 1994 para a crise do México, 1992 e 1996 para a crise dos países asiáticos e 1994 e 1998 para a crise do Brasil.

O modelo de variáveis compostas que vamos estimar é dado pela equação:

$$\text{CRISE} = a_1 + a_2 \text{COMP} + a_3 \text{EMP} + a_4 \text{DUMMY} * \text{COMP} + a_5 \text{DUMMY} * \text{EMP} + \varepsilon$$

A variável DUMMY assume o valor 0 quando as reservas são relativamente baixas, isto é, a razão entre M2 e as reservas é alta, e o valor 1 quando as reservas são relativamente altas, isto é, a razão entre M2 e as reservas é baixa. A probabilidade de ocorrer uma crise financeira aumenta quando o nível das reservas internacionais é baixo e os fundamentos macroeconômicos são fracos, isto é, quanto maior a vulnerabilidade externa COMP e a fragilidade do sistema bancário EMP. A hipótese básica que vamos testar é que quando os fundamentos externos do país são fracos e as reservas internacionais são insuficientes, um aumento da variável COMP aumenta o índice da crise ($a_2 > 0$), e que quando o sistema bancário encontra-se fragilizado e as reservas são insuficientes, um aumento dos empréstimos excessivos também aumenta o índice da crise ($a_3 > 0$). Em outras palavras, aumentos das variáveis COMP e EMP aumentam os riscos de crise quando as reservas são insuficientes. Em adição, quando os fundamentos são fracos, mas as reservas são altas, aumentos de COMP e EMP não afetam os índices da crise devido à proteção dada pelas altas reservas. Estatisticamente, vamos testar a hipótese de que os coeficientes estimados a_2 e a_3 apresentam os sinais positivos esperados e são significativamente diferentes de zero e que os coeficientes

a_2+a_4 e a_3+a_5 não são significativamente diferentes de zero. Entretanto, a hipótese de que altas reservas conseguem proteger da crise países com fracos fundamentos é uma questão sujeita a controvérsias.

4 Resultados empíricos

Nas Tabelas 3 e 4 apresentamos um sumário das principais resultados obtidos pelo modelo de variáveis compostas quando, respectivamente, juntamos as 68 observações das três crises e analisamos separadamente as crises do México, Ásia e Brasil. No Anexo Estatístico apresentamos a análise de regressão completa para fins de análise da estabilidade das estimações e dos testes de ajustamento efetuados. Os dados usados nas regressões estão à disposição dos interessados mediante solicitação.

Tabela 3
Regressões Conjuntas das Crises do México, Ásia e Brasil Usando o Modelo de Variáveis Compostas e as Definições COMP1, COMP2, COMP3 e COMP4 como Indicadores da Vulnerabilidade Externa

Regr. 1	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	DASIA	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,96	-0,97	0,17	-0,18	14,82	0,21	0,16	4,10	68
	0,58	0,66	0,08	0,11	3,84				
	1,65	-1,46	2,09	-1,60	3,86				
Regr. 2	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	DASIA	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	1,61	-1,81	0,15	-0,15	14,80	0,18	0,13	3,48	68
	2,12	2,22	0,08	0,12	3,90				
	0,76	-0,82	1,75	-1,34	3,79				
Regr. 3	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	DASIA	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	5,31	-5,32	0,15	-0,16	14,72	0,18	0,13	3,55	68
	5,58	5,60	0,08	0,12	3,92				
	0,95	-0,95	1,79	-1,37	3,76				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	DASIA	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	-0,99	0,95	0,14	-0,15	15,47	0,18	0,13	3,41	68
	1,49	3,04	0,08	0,12	4,01				
	-0,66	0,31	1,73	-1,34	3,86				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado pela regressão linear, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.64$ e significativo a 10% para $t > 1.28$.

Tabela 4
Regressões das Crises do México, Ásia e Brasil Usando o Modelo de Variáveis Compostas e as Definições COMP1, COMP2, COMP3 e COMP4 como Indicadores da Vulnerabilidade Externa

Regressões da crise do México usando o modelo de variáveis compostas								
Regr. 1	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	2,28	-2,28	0,24	-0,22	0,23	0,10	1,77	22
	1,00	1,07	0,17	0,22				
Regr. 2	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	2,29	-2,13	1,43	-0,97	0,07	-0,08	0,48	22
	16,99	-16,41	0,05	-0,02				
Regr. 3	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	12,39	-12,17	0,03	0,00	0,05	-0,10	0,35	22
	12,76	12,79	0,15	0,21				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,97	-0,95	0,17	0,01				
	15,05	15,13	0,15	0,21				
Matriz quase singular								
Regressões da crise da Ásia usando o modelo de variáveis compostas								
Regr. 1	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	-95,12	95,30	0,28	-0,05	0,02	-0,13	0,14	23
	51,59	51,60	0,15	0,37				
Regr. 2	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	-1,84	1,85	1,81	-0,14	-0,12	-0,29		23
	9,64	-10,60	0,38	-0,14				
Regr. 3	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	16,08	16,17	0,16	0,39	-0,14	-0,33		23
	0,60	-0,66	2,31	-0,35				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	6,91	-7,36	0,36	-0,15	-0,12	-0,30		23
	33,54	33,57	0,16	0,40				
	0,21	-0,22	2,22	-0,38				
	2,80	-4,57	0,36	-0,06				
	4,22	6,51	0,16	0,44				
	0,66	-0,70	2,27	-0,14				
Regressões da crise do Brasil usando o modelo de variáveis compostas								
Regr. 1	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,23	1,59	-0,11	-0,01	0,06	-0,09	0,39	23
	0,67	2,00	0,22	0,25				
Regr. 2	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,35	0,80	-0,51	-0,02	0,11	-0,03	0,82	23
	2,57	-2,57	-0,20	0,18				
Regr. 3	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	1,68	1,81	0,21	0,22	0,11	-0,03	0,78	23
	1,53	-1,42	-0,97	0,80				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	6,95	-7,19	-0,18	0,15	0,09	-0,06	0,59	23
	4,98	5,01	0,21	0,22				
	1,39	-1,44	-0,86	0,67				
	-0,39	5,60	-0,07	0,05				
	1,35	4,39	0,20	0,21				
	-0,29	1,28	-0,38	0,25				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.74$ e significativo a 10% para $t > 1.33$.

Na análise econométrica juntando as observações das três crises (“*pooling time series cross section data*”) verificamos que os coeficientes estimados do intercepto e das variáveis “*dummy*” para os interceptos das crises do México e do Brasil são pequenos e não significativos. Entretanto, a variável *dummy* estimada para o intercepto da crise da Ásia é significativa e sua omissão reduz bastante o valor do R^2 , sugerindo que existem fatores específicos da crise da Ásia que não foram especificados no modelo de variáveis compostas. As especificações do modelo que apresentaram os melhores resultados estatísticos excluem o intercepto e são apresentadas nas tabelas seguintes. Os coeficientes estimados representam as elasticidades das variáveis explicativas em relação à variável dependente.

Analisando os resultados apresentados na Tabela 3 verificamos que na regressão 1 os coeficientes estimados de COMP1 e EMP apresentam os sinais positivos esperados e são significativos, mas o poder de determinação $R^2 = 0.21$ é reduzido. Esta regressão mostra que um aumento da apreciação da moeda para países com fortes déficits do balanço de pagamentos e baixas reservas internacionais aumenta a probabilidade destes países serem contaminados pela crise financeira porque a apreciação da moeda reduz a competitividade das exportações e piora o déficit em contas correntes. Além disso, um aumento dos empréstimos dos países que apresentam problemas de fragilidade bancária e baixos níveis de reservas internacionais aumenta o risco de contágio da crise iniciada em outros países. O coeficiente estimado da variável DCOMP1 é significativo a 10%, mas a soma dos coeficientes estimados de COMP1 e DCOMP1 não é significativamente diferente de zero. Este resultado é uma evidência empírica de que não podemos rejeitar a hipótese de que a existência de fortes reservas internacionais protege o país da crise quando sua moeda é apreciada, apesar da existência de um alto déficit em conta corrente.

Quando testamos os indicadores alternativos da vulnerabilidade externa COMP2, COMP3 e COMP4 os coeficientes estimados destas variáveis não foram significativos, mas os coeficientes estimados de EMP apresentaram-se estáveis, com os sinais esperados e significativos. O poder de determinação $R^2 = 0.18$ das regressões usando COMP1, COMP2 e COMP3 são inferiores ao da regressão com COMP1. Os coeficientes estimados das variáveis DCOMP2, DCOMP3 e DCOMP4 não são significativos.

Os coeficientes estimados de DEMP são significativos a 10%, mas a soma dos coeficientes estimados de EMP e DEMP não é significativamente diferente de zero. Portanto, não há razão para rejeitarmos a hipótese de que altas reservas internacionais protegem da crise países que aumentam os empréstimos internos não obstante a fragilidade do sistema bancário. Apesar das hipóteses do modelo não terem sido rejeitadas pela evidência empírica quando usamos COMP1, devemos observar que a capacidade explicativa do modelo mostrou-se reduzida,

sugerindo que variáveis importantes foram omitidas ou que o ajustamento linear não é a melhor especificação.

A análise da Tabela 4 mostra que o modelo de variáveis compostas estimado é mais adequado para explicar a crise do México do que as crises dos países asiáticos e do Brasil. As regressões para a crise do México usando COMP1 como indicador da vulnerabilidade externa são as que apresentaram melhor ajustamento. Os coeficientes estimados de COMP1 e EMP apresentam os sinais esperados e são significativos, respectivamente, a 5% e 10%, e o coeficiente de determinação estimado $R^2 = 0.23$ foi o melhor da análise de regressão. Comparando os resultados da regressão 1 da Tabela 4 para a crise do México com o da regressão 1 da Tabela 3 obtido quando juntamos as observações das três crises, verificamos que os coeficientes de explicação são semelhantes, mas que na análise separada da crise do México o nível de significância do coeficiente estimado para COMP1 é maior do que o estimado para EMP e que o oposto acontece quando juntamos todas as observações.

Quando usamos os indicadores COMP2 e COMP3 para medir a vulnerabilidade externa à crise do México, os resultados obtidos são bastante inferiores ao uso da variável COMP1. Os coeficientes estimados de COMP2 e COMP3 nas regressões 2 e 3 da Tabela 4 apresentam os sinais esperados, mas não são significativos, assim como os coeficientes estimados de EMP, enquanto o poder de explicação das regressões é muito pequeno. A regressão com COMP4 não foi possível porque a matriz é quase singular. O coeficiente estimado de DCOMP1 é significativo, mas a soma dos coeficientes estimados de COMP1 e DCOMP1 não é significativamente diferente de zero, evidenciando que os países com fortes reservas ficaram protegidos da crise do México ao apreciarem suas moedas apesar dos altos déficits existentes nas contas correntes. A não significância dos coeficientes estimados de DEMP rejeita a hipótese de que fortes reservas seriam suficientes para proteger da crise países que tenham decidido aumentar os empréstimos apesar do sistema bancário não se encontrar em uma posição saudável. Este resultado é consistente com a avaliação de muitos analistas de que a fragilidade dos bancos foi importante na crise do México.

As regressões para a crise da Ásia mostram que o coeficiente estimado de COMP1 na regressão 1 apresenta sinal contrário ao esperado e que os coeficientes estimados nas restantes regressões para COMP2, COMP3 e COMP4 apresentam os sinais esperados mas não são significativos. Por outro lado, os sinais dos coeficientes estimados para EMP em todas as regressões são sempre os esperados e altamente significativos, enquanto os coeficientes de DEMP não são significativos. Estes resultados são consistentes com as análises feitas por vários economistas de que a fragilidade do sistema bancário foi muito importante na propagação da crise asiática. Entretanto, os coeficientes R^2 estimados são bastante reduzidos, mostrando o fraco poder explicativo do modelo para a crise asiática.

As regressões para a crise do Brasil mostram que o modelo apresenta baixo poder explicativo. Os coeficientes estimados de COMP1, COMP2 e COMP3 nas regressões 1, 2 e 3 são os esperados, mas somente o coeficiente de COMP2 é significativo, enquanto os coeficientes de EMP apresentam sinais contrários aos esperados. Na regressão 2 o coeficiente de DCOMP2 é significativo a 10%, enquanto a soma dos coeficientes das variáveis COMP2 e DCOMP2 não é significativamente diferente de zero, significando que países com fortes reservas foram protegidos da crise quando os déficits em conta corrente aumentaram, apesar da apreciação existente da moeda. Os coeficientes estimados das variáveis EMP e DEMP não são significativos em todas as regressões e na regressão 4 os coeficientes estimados de COMP4 e EMP apresentam sinais contrários aos esperados e não são significativos. Estes resultados são consistentes com as avaliações de que na crise do Brasil os bancos encontravam-se razoavelmente saudáveis, mas o reduzido poder de explicação das regressões mostra a omissão de importantes variáveis na especificação do modelo.

5 Conclusões finais e sugestões para trabalhos futuros

A tese de que a principal defesa contra ataques especulativos é a existência de fortes fundamentos macroeconômicos é simpática para maior parte dos economistas e baseia-se no princípio de que a administração da economia deve ser prudente, observando parâmetros limites para os principais indicadores macroeconômicos como déficit fiscal, déficit do balanço de pagamentos, razão dos endividamentos interno e externo em relação ao PIB, taxa de inflação, taxa de juros etc...

O modelo de variáveis compostas que usamos é uma versão do modelo dos fundamentos macroeconômicos de Sachs estendido, para incluir definições alternativas para a variável independente que reflete a vulnerabilidade externa e a utilização de fontes de dados atualizada. As variáveis compostas incorporam as inter-relações entre os fundamentos externos para explicar o contágio da crise, enquanto a maior parte dos estudos empíricos usam os fundamentos independentemente nas regressões. A hipótese testada foi de que os países são mais vulneráveis às crises iniciadas em outras partes do mundo quando os déficits existentes nas contas correntes são acompanhados pela sobrevalorização da moeda, o sistema bancário encontra-se fragilizado e as reservas internacionais são reduzidas em relação às dívidas externas de curto prazo.

Os resultados econométricos obtidos com o modelo de variáveis compostas sugere que, em adição à irracionalidade do mercado, os fundamentos tiveram algum papel na crise do México. Entretanto, os contágios nas crises da Ásia e do Brasil parecem ter resultado quase

que exclusivamente da irracionalidade do mercado. Estes resultados são evidências de que não existe um padrão único para o contágio das crises financeiras, e que cada crise exige um modelo específico ou são causadas aleatoriamente. Como os coeficientes estimados da variável EMP são quase sempre significativos na análise de regressão, isto sugere que a existência de um sistema bancário frágil aumenta a vulnerabilidade do país à crise de contágio.

Os resultados da análise econométrica sugerem que o alastramento da crise depende fortemente do comportamento irracional do mercado, mas não afastam a hipótese de que maus fundamentos podem ter algum papel na ignição do processo de contágio. Neste caso, para se proteger do contágio da crise o país deveria complementar a prática de bons fundamentos com uma linha de contingência com o FMI para ser usada no caso de necessidade e limitar a mobilidade dos capitais voláteis de curto prazo criando o imposto Tobin.

No desenvolvimento futuro deste trabalho devemos reconhecer que ainda não exaurimos todas as possibilidades de se encontrar uma evidência empírica mais forte para a importância dos fundamentos no contágio da crise. A variável índice da crise, além de não incluir a taxa de juros, foi estimada como uma média das variações das taxas de câmbio nominais e das quedas das reservas internacionais ponderadas pelas respectivas variâncias nas crises do México, Ásia e Brasil. Entretanto, como as variações da taxa de câmbio nominal e das reservas internacionais são variáveis de política, e a estimação da função objetivo das políticas do governo é muito difícil, deveríamos testar pesos alternativos para verificar a sensibilidade das estimativas a diferentes critérios de pesos. Além disso, também devemos reconhecer que importantes fundamentos devem ser incorporados ao modelo, como a importância das dívidas interna e externa medidas em relação ao PIB. Finalmente, podemos construir outras variáveis compostas que apresentem maior número de inter-relações entre os fundamentos e o déficit em contas correntes. Uma linha de pesquisa complementar seria incluir variáveis independentes que reflitam a interdependência dos mercados como fonte de transmissão dos contágios conforme recentes desenvolvimentos da literatura especializada encontrados em Glick e Rose (1998), Rigobon (2001), Forbes e Rigobon (2000) e Fratzscher (2000).

Anexo estatístico

Tabela A1

Regressões Conjuntas das Crises do México, Ásia e Brasil usando o Modelo de Variáveis Compostas e as Definições COMP1 e COMP2 de Vulnerabilidade Externa

Reg.	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	C	DMEX	DASIA	DBRA	R ²	R ² ajust.	Est. F
1	1,00	-0,96	0,21	-0,19					0,02	-0,03	0,42
	0,64	0,73	0,09	0,13							
	1,57	-1,31	2,34	-1,53							
2	0,89	-0,95	0,17	-0,20	4,90				0,07	0,01	1,22
	0,63	0,72	0,09	0,12	2,58						
	1,41	-1,33	1,88	-1,63	1,90						
3	0,99	-0,94	0,22	-0,19		-0,83			0,02	-0,04	0,32
	0,64	0,74	0,09	0,13		4,45					
	1,54	-1,27	2,33	-1,52		-0,19					
4	0,96	-0,97	0,17	-0,18			14,82		0,21	0,16	4,10
	0,58	0,66	0,08	0,11			3,84				
	1,65	-1,46	2,09	-1,60			3,86				
5	1,05	-1,00	0,22	-0,19				-1,56	0,02	-0,04	0,34
	0,66	0,74	0,09	0,13				4,49			
	1,60	-1,34	2,35	-1,47				-0,35			
6	0,95	-0,96	0,18	-0,18		-0,30	14,81		0,21	0,14	3,23
	0,58	0,67	0,08	0,12		4,03	3,87				
	1,63	-1,42	2,07	-1,59		-0,07	3,82				
7	0,98	-0,98	0,18	-0,18	-0,84	0,50	15,60		0,21	0,13	2,66
	0,60	0,69	0,09	0,12	4,12	5,65	5,54				
	1,63	-1,43	2,06	-1,55	-0,20	0,09	2,82				
Reg.	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	C	DMEX	DASIA	DBRA	R ²	R ² ajust.	Est. F
1	2,02	-2,20	0,18	-0,16					-0,01	-0,05	
	2,33	2,44	0,09	0,13							
	0,87	-0,90	2,01	-1,28							
2	0,98	-1,07	0,15	-0,18	4,88				0,04	-0,02	0,74
	2,36	2,47	0,09	0,12	2,66						
	0,41	-0,43	1,61	-1,41	1,83						
3	2,00	-2,19	0,19	-0,16		-1,06			-0,01	-0,07	
	2,35	2,46	0,09	0,13		4,44					
	0,85	-0,89	2,01	-1,28		-0,24					
4	1,61	-1,81	0,15	-0,15			14,80		0,18	0,13	3,48
	2,12	2,22	0,08	0,12			3,90				
	0,76	-0,82	1,75	-1,34			3,79				
5	2,41	-2,62	0,19	-0,15				-1,96	0,00	-0,07	
	2,54	2,66	0,09	0,13				4,83			
	0,95	-0,98	2,03	-1,20				-0,41			
6	1,60	-1,81	0,15	-0,15		-0,65	14,78		0,18	0,12	2,75
	2,14	2,24	0,08	0,12		4,04	3,93				
	0,75	-0,81	1,74	-1,33		-0,16	3,76				
7	1,79	-2,01	0,15	-0,15	-0,94	0,25	15,67		0,18	0,10	2,26
	2,33	2,45	0,09	0,12	4,45	5,90	5,77				
	0,77	-0,82	1,74	-1,28	-0,21	0,04	2,72				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado pela regressão linear, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.64$ e significativo a 10% para $t > 1.28$. As regressões foram feitas com 68 observações.

Tabela A2

Regressões Conjuntas das Crises do México, Ásia e Brasil Usando o Modelo de Variáveis Compostas e as Definições COMP3 e COMP4 de Vulnerabilidade Externa

Reg.	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	C	DMEX	DASIA	DBRA	R ²	R ² ajust.	Est. F
1	6,52	-6,70	0,19	-0,17					0,00	-0,05	0,03
	6,11	6,13	0,09	0,13							
	1,07	-1,09	2,06	-1,34							
2	4,62	-4,61	0,15	-0,18	4,85				0,05	-0,01	0,84
	6,09	6,13	0,09	0,12	2,67						
	0,76	-0,75	1,63	-1,42	1,81						
3	6,40	-6,59	0,19	-0,17		-0,72			0,00	-0,06	0,03
	6,20	6,21	0,09	0,13		4,47					
	1,03	-1,06	2,04	-1,33		-0,16					
4	5,31	-5,32	0,15	-0,16			14,72		0,18	0,13	3,55
	5,58	5,60	0,08	0,12			3,92				
	0,95	-0,95	1,79	-1,37			3,76				
5	7,64	-7,87	0,19	-0,16				-2,36	0,01	-0,06	0,08
	6,55	6,60	0,09	0,13				4,80			
	1,17	-1,19	2,09	-1,27				-0,49			
6	5,27	-5,28	0,15	-0,16		-0,25	14,72		0,18	0,12	2,80
	5,66	5,67	0,08	0,12		4,07	3,95				
	0,93	-0,93	1,76	-1,36		-0,06	3,72				
7	5,74	-5,77	0,15	-0,15	-0,98	0,70	15,62		0,18	0,10	2,30
	6,08	6,13	0,09	0,12	4,43	5,96	5,71				
	0,94	-0,94	1,76	-1,31	-0,22	0,12	2,74				
Reg.	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	C	DMEX	DASIA	DBRA	R ²	R ² ajust.	Est. F
1	0,15	0,93	0,19	-0,17					-0,02	-0,06	
	1,61	3,35	0,09	0,13							
	0,09	0,28	2,04	-1,34							
2	-1,51	1,95	0,14	-0,18	6,22				0,05	-0,01	0,90
	1,74	3,29	0,09	0,12	2,87						
	-0,87	0,59	1,47	-1,44	2,17						
3	0,20	0,87	0,19	-0,17		-1,16			-0,02	-0,08	
	1,63	3,39	0,09	0,13		4,49					
	0,12	0,26	2,04	-1,33		-0,26					
4	-0,99	0,95	0,14	-0,15			15,47		0,18	0,13	3,41
	1,49	3,04	0,08	0,12			4,01				
	-0,66	0,31	1,73	-1,34			3,86				
5	0,22	0,88	0,19	-0,17				-0,47	-0,02	-0,08	
	1,78	3,42	0,09	0,13				4,94			
	0,12	0,26	2,02	-1,31				-0,09			
6	-0,97	0,93	0,15	-0,16		-0,37	15,45		0,18	0,11	2,69
	1,51	3,07	0,08	0,12		4,08	4,04				
	-0,64	0,30	1,71	-1,33		-0,09	3,82				
7	-1,31	1,17	0,14	-0,16	2,06	-2,21	13,67		0,18	0,10	2,24
	1,70	3,14	0,09	0,12	4,59	5,81	5,68				
	-0,77	0,37	1,60	-1,36	0,45	-0,38	2,41				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado pela regressão linear, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.64$ e significativo a 10% para $t > 1.28$. As regressões foram feitas com 68 observações.

Tabela A3
Regressões das Crises do México e da Ásia Usando o Modelo de Variáveis
Compostas e as Definições COMP1, COMP2, COMP3 e e COMP4
como Indicadores da Vulnerabilidade Externa

Regressões da crise do México									
Regr.	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
1	2,28	-2,28	0,24	-0,22		0,23	0,10	1,77	22
	1,00	1,07	0,17	0,22					
	2,29	-2,13	1,43	-0,97					
2	2,29	-2,27	0,25	-0,22	-0,28	0,23	0,05	1,25	22
	1,03	1,10	0,18	0,23	4,18				
	2,23	-2,06	1,37	-0,94	-0,07				
Regr.	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
3	16,99	-16,41	0,05	-0,02		0,07	-0,08	0,48	22
	15,05	15,13	0,15	0,21					
	1,13	-1,08	0,35	-0,10					
4	17,12	-16,53	0,05	-0,02	0,60	0,08	-0,14	0,35	22
	15,51	15,59	0,16	0,22	4,41				
	1,10	-1,06	0,30	-0,09	0,14				
Regr.	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
5	12,39	-12,17	0,03	0,00		0,05	-0,10	0,35	22
	12,76	12,79	0,15	0,21					
	0,97	-0,95	0,17	0,01					
6	13,22	-12,95	0,02	0,00	1,36	0,06	-0,16	0,27	22
	13,39	13,39	0,16	0,21	4,60				
	0,99	-0,97	0,11	0,01	0,30				
Regr.	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
7	Matriz quase singular								
Regressões da crise do Leste Asiático									
Regr.	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
1	-95,12	95,30	0,28	-0,05		0,02	-0,13	0,14	23
	51,59	51,60	0,15	0,37					
	-1,84	1,85	1,81	-0,14					
2	-73,11	73,09	0,24	-0,25	12,86	0,29	0,13	1,85	23
	45,88	45,90	0,14	0,33	4,91				
	-1,59	1,59	1,75	-0,76	2,62				
Regr.	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
3	9,64	-10,60	0,38	-0,14		-0,12	-0,29		23
	16,08	16,17	0,16	0,39					
	0,60	-0,66	2,31	-0,35					
4	-4,53	3,62	0,28	-0,31	14,81	0,21	0,04	1,21	23
	14,82	14,89	0,15	0,34	5,41				
	-0,31	0,24	1,89	-0,90	2,74				
Regr.	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
5	6,91	-7,36	0,36	-0,15		-0,14	-0,33		23
	33,54	33,57	0,16	0,40					
	0,21	-0,22	2,22	-0,38					
6	-15,74	15,88	0,28	-0,33	15,14	0,20	0,03	1,15	23
	29,86	29,93	0,14	0,34	5,40				
	-0,53	0,53	1,96	-0,95	2,81				
Regr.	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
7	2,80	-4,57	0,36	-0,06		-0,12	-0,30		23
	4,22	6,51	0,16	0,44					
	0,66	-0,70	2,27	-0,14					
8	-1,76	0,24	0,28	-0,27	15,26	0,21	0,03	1,16	23
	4,01	5,90	0,14	0,39	5,60				
	-0,44	0,04	1,98	-0,70	2,72				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.74$ e significativo a 10% para $t > 1.33$.

Tabela A4
Regressões da Crise do Brasil Usando o Modelo de Variáveis
Compostas e as Definições COMP1, COMP2, COMP3 e COMP4
como Indicadores da Vulnerabilidade Externa

Regr.	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
1	0,23	1,59	-0,11	-0,01		0,06	-0,09	0,39	23
	0,67	2,00	0,22	0,25					
	0,35	0,80	-0,51	-0,02					
2	0,16	1,89	-0,16	0,01	2,67	0,09	-0,11	0,45	23
	0,68	2,05	0,23	0,25	3,33				
	0,24	0,92	-0,72	0,03	0,80				
Regr.	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
3	2,57	-2,57	-0,20	0,18		0,11	-0,03	0,82	23
	1,68	1,81	0,21	0,22					
	1,53	-1,42	-0,97	0,80					
4	2,42	-2,40	-0,21	0,18	0,85	0,12	-0,08	0,60	23
	1,82	1,98	0,22	0,23	3,43				
	1,33	-1,21	-0,97	0,80	0,25				
Regr.	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
5	6,95	-7,19	-0,18	0,15		0,11	-0,03	0,78	23
	4,98	5,01	0,21	0,22					
	1,39	-1,44	-0,86	0,67					
6	6,71	-6,93	-0,18	0,15	0,44	0,11	-0,09	0,56	23
	5,45	5,53	0,22	0,23	3,58				
	1,23	-1,26	-0,84	0,66	0,12				
Regr.	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
7	-0,39	5,60	-0,07	0,05		0,09	-0,06	0,59	23
	1,35	4,39	0,20	0,21					
	-0,29	1,28	-0,38	0,25					
8	-1,02	5,33	-0,13	0,08	2,75	0,11	-0,09	0,54	23
	1,65	4,47	0,22	0,22	4,05				
	-0,62	1,19	-0,60	0,37	0,68				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.74$ e significativo a 10% para $t > 1.33$.

Referências bibliográficas

- Berg, Andrew; Patillo, Catherine. Are currency crises predictable? A test. *IMF Staff Papers*, 46, p. 107-138, 1999
- Cole, Harold; Kehoe, Timothy. A self-fulfilling model of Mexico's 1994-1995 debt crisis. *Journal of International Economics*, 41, p. 309-330, 1996.
- Corsetti, Giancarlo; Pesenti, Paolo; Roubini, Nouriel. Paper tigers? A model of the Asian crisis. *NBER Working Paper Series*, Working Paper no. 6783, nov. 1998.
- Eichengreen, Barry; Rose, Andrew; Wyplosz, Charles. Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks. *Economic Policy*, 21, p. 249-312, 1995.
- _____ Contagious currency crises: first tests. *Scandinavian Journal of Economics* 98, p. 1-22, 1997.
- Forbes, Kristin; Rigobon, Roberto. Contagion in Latin America: definitions, measurement, and policy implications. *NBER Working Paper Series*, Working Paper no. 7885, set. 2000.
- Fratzscher, Marcel. *On currency crises and contagion*. Institute for International Economics, Number 00-9, dez. 2000.
- Furman, Jason; Stiglitz, Joseph. Economic crises: evidence and insights from East Asia. *Brookings Papers of Economic Activity* 2, p. 1-114, 1998.
- Glick, Reuven; Rose, Andrew. Contagion and trade: why are currency crises regional? *NBER Working Paper* n. 6806, National Bureau of Economic Research, 1998.
- Hernandez, Leonardo; Valdés, Rodrigo. What drives contagion: trade, neighborhood, or financial links? *IMF Working Paper* WP/01/29, março 2001.
- International Monetary Fund. *World economic outlook*. Washington D.C.: IMF, maio 1999.
- Kaminsky, Grabiela; Lizondo, Saul; Reinhart, Carmen M. Leading indicators of currency crises. *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 1, p. 1-48, 1998.
- Rigobon, Roberto. Contagion: how to measure it? *NBER Working Paper Series*, Working Paper n. 8118, fevereiro, 2001.
- Sachs, Jeffrey; Tornell, Aaron; Velasco, Andrés. Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, p. 147-215, 1996.

A liberalização comercial e seus impactos alocativos na economia brasileira*

Fernando A. R. Soares[§]

RESUMO

O objetivo deste artigo é analisar como a liberalização comercial, implementada ao final dos anos oitenta e, principalmente, no início dos anos noventa, afetou a alocação de recursos na economia brasileira. Apresentamos o cronograma e as características da liberalização comercial, bem como avaliamos sua influência sobre a alocação de recursos. Um indicador de vantagens comparativas foi construído com base na qualificação da mão-de-obra e é utilizado para avaliar se a liberalização comercial deslocou recursos, em termos de valor da produção e valor adicionado, para os setores nos quais a economia brasileira possui maior dotação de fatores de produção. Dessa forma, testamos a hipótese de a liberalização comercial brasileira estar de acordo com os critérios fornecidos pela teoria de comércio de Heckscher-Ohlin.

Palavras-chave: liberalização comercial, vantagens comparativas, alocação de recursos.

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze how the trade liberalization, carried out in the late 80s, and mainly in the early 90s, affected the allocation of resources in the Brazilian economy. We show herein the trade liberalization schedule and characteristics, and also make an assessment of its influence on the allocation of resources. A comparative advantage indicator was designed, based upon the qualification of manpower, and used to verify whether trade liberalization diverted resources, both in terms of production value and in terms of value added, towards those sectors where the Brazilian economy sports a significant amount of production factors. Thus, we have tested the hypothesis whether the trade liberalization in Brazil fits under the criteria set forth by the Heckscher-Ohlin trade theory.

Key words: trade liberalization, comparative advantage, resource allocation.

JEL classification: F11, F13, F14.

* Este artigo, que tem o mesmo título da dissertação de mestrado do autor, apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília é, basicamente, uma versão resumida de dois capítulos da dissertação. Agradeço os comentários e sugestões de meu orientador, Professor Maurício Barata de Paulo Pinto, tanto na elaboração quanto na revisão deste artigo. Os eventuais erros e omissões remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

§ Mestre em economia pela Universidade de Brasília e técnico do Ministério da Fazenda.

1 Introdução

Durante as décadas de setenta e oitenta a economia mundial passou por modificações, marcadas, sobretudo, por políticas de liberalização voltadas para a economia de mercado. No que se refere particularmente ao Brasil, as reformas que, em sua maioria, começaram a ser implementadas a partir da década de noventa demonstraram que as ações se voltaram, embora tardiamente, para a liberalização das relações econômicas. Neste artigo enfocamos, entre as reformas liberalizantes ocorridas no Brasil, a comercial e a tarifária, implementadas ao final dos anos oitenta e, principalmente, a partir do início dos anos noventa.

Em 1988 teve início a primeira reforma comercial liberalizante na economia brasileira desde a década de sessenta, reforma essa que buscava, no entanto, apenas eliminar a redundância tarifária existente nas tarifas legais, bem como reduzir algumas barreiras não-tarifárias e regimes especiais de importação. Por outro lado, a reforma comercial iniciada em 1991 foi marcada pela ousadia do cronograma e do montante estabelecido para a redução das tarifas legais; nessa época, também foi adotada uma séria política de eliminação de barreiras não-tarifárias e regimes especiais de importação. Por meio da liberalização comercial pretendia-se minimizar as disfunções e distorções do sistema econômico oriundas das políticas comercial e industrial protecionistas até então vigentes. Procurava-se um redirecionamento das trocas comerciais brasileiras, o que propiciaria uma descompressão das importações e levaria, possivelmente, entre outros resultados, a uma alocação mais eficiente de recursos e a uma melhor utilização das vantagens comparativas do País. Tal resultado representaria ganhos estáticos do comércio e traria maiores níveis de eficiência na economia e, conseqüentemente, haveria redução da perda de recursos originária das práticas protecionistas.

Este trabalho pode ser subdividido em duas partes, organizadas em quatro seções. A primeira parte traz uma descrição sucinta das características e propriedades da reforma comercial. Na segunda parte, apresentam-se algumas evidências dos impactos da reforma comercial sobre a economia brasileira, particularmente no que se refere à alocação de recursos. Apresentada esta visão geral do artigo, descrevemos sua organização. Na primeira seção, são descritas e analisadas as reformas comerciais de 1988 e de 1991, bem como é apresentado o cronograma de redução das barreiras tarifárias e não-tarifárias e dos regimes especiais de importação. Na segunda, foi construído um indicador de vantagens comparativas com base nos níveis de qualificação da mão-de-obra. A terceira seção relaciona os efeitos da liberalização comercial à alocação de recursos na economia com o objetivo de avaliarmos se a abertura deslocou a produção para os setores nos quais a economia brasileira possui vantagens comparativas. Na última seção estão as conclusões.

2 A liberalização comercial brasileira

Ao final da década de oitenta os ambientes econômicos nacional e internacional apontavam para a necessidade de o Brasil ampliar seus fluxos comerciais. Em outras palavras, ganhava força a idéia de uma maior integração comercial do País com a economia mundial. Tal percepção culmina, no final dessa década, num ato governamental cujo objetivo era abrir a economia brasileira ao comércio exterior.

Em 1988 é aprovada a primeira reforma tarifária de cunho liberalizante. Tal reforma - é válido destacar que a última alteração tarifária com essa característica havia ocorrido em 1967 - daria início a modificações nas relações comerciais do Brasil com o Exterior, e segundo Pinheiro e Almeida (1994) teve como principal objetivo eliminar a redundância tarifária.¹

A reforma, conduzida pela Comissão de Política Aduaneira (CPA), foi concluída em 1989, tendo como principal resultado a redução média das tarifas de importação. Conforme Pinheiro e Almeida (1994), a Tarifa Aduaneira Brasileira média caiu de 44% (valor do primeiro semestre de 1989) para 35%, sendo o setor de insumos básicos o mais atingido. Esse fato demonstrava a preocupação do governo em reduzir os custos de produção, visto que isso possibilitaria uma melhor inserção dos produtos nacionais no Exterior, em decorrência da redução dos preços dos produtos exportáveis brasileiros.

A reforma liberalizante de 1988 não se restringiu, no entanto, à redução das alíquotas do imposto de importação. Eliminaram-se a Taxa de Melhoramento dos Portos e o Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio, Valores e Seguro, o qual recaía sobre as operações de câmbio realizadas para importações.² Segundo Kume (1990), Pinheiro e Almeida (1994) e Moreira e Correa (1996), embora alguns regimes especiais de importação tenham sido eliminados a partir de 1988, parte desses regimes - entre os quais podem ser citados os vinculados ao *drawback*, desenvolvimento regional, incentivo às exportações, governo, Beflex e acordos internacionais - foi mantida, mesmo após a reforma.

No ano de 1990, com a instauração do governo Fernando Collor, a liberalização comercial não só teve continuidade como também foi aprofundada. Logo no primeiro ano desse governo

1 A redundância tarifária, segundo Kume (1990), é definida como a diferença existente entre a tarifa legal média e a tarifa nominal implícita, sendo esta última o diferencial entre o preço externo e o interno.

2 Conforme Pinheiro e Almeida (1994), a Taxa de Melhoramento dos Portos, que foi extinta em 1988, retornou, no mesmo ano, com o nome de Adicional de Tarifa Portuária.

foram extintas barreiras não-tarifárias - em grande número - decorrentes do processo de substituição de importações e aquelas criadas quando da crise cambial e a da dívida.

Entre as barreiras não-tarifárias provenientes do processo de substituição de importações podem ser apontadas, conforme Kume (1990) e Pinheiro e Almeida (1994), a imposição de sobretaxas de importação, o estabelecimento de depósitos prévios para as importações, a Lei dos Similares, o Anexo C, o Adicional de Frete para Renovação da Marinha Mercante e a Taxa de Melhoramento dos Portos (Adicional de Tarifa Portuária).³

As barreiras não-tarifárias associadas à crise cambial dos anos oitenta, cuja criação objetivava minimizar os desequilíbrios do balanço de pagamentos,⁴ são, entre outras, a ampliação da lista de produtos com importação proibida, o estabelecimento da necessidade de financiamento externo das importações, os programas de importação anual por empresa e a reserva de mercado. Foram utilizados, também, ainda que discricionariamente, os regimes especiais de importação acompanhados dos controles administrativos.⁵

Amplamente utilizadas durante a substituição de importações e nas crises cambiais da década de oitenta, as barreiras não-tarifárias elevavam o valor dos produtos importados relativamente aos bens nacionais, fato esse que implicou a redução do abastecimento no mercado interno dessas mercadorias provenientes do Exterior. Embora o diferencial entre os preços das mercadorias importadas e os das mercadorias domésticas garantisse aos produtores nacionais as condições necessárias para a expansão de suas atividades, principalmente no que se refere àquelas dos setores competidores de importações, tal expansão, no entanto, não se norteou pela busca de maior eficiência alocativa, o que redundou em impactos negativos sobre o bem-estar social. A partir da reforma comercial iniciada em 1990, contudo, como observado anteriormente, a maior parte dessas barreiras não-tarifárias foi eliminada.

3 De acordo com Barros *et al.* (1996), o Anexo C era uma lista de produtos - mais de 1.000 - que tiveram as guias de importação suspensas, excetuando-se para algumas importações sob os regimes especiais de *drawback* e acordos internacionais.

4 Segundo Johnson (1964), uma política de proteção que cumpre o objetivo de reequilibrar o balanço de pagamentos é um não-argumento para a proteção. Assim sendo, a redução dos níveis inflacionários e a desvalorização cambial são as políticas que, preferencialmente, devem ser adotadas.

5 Os regimes especiais de importação, inversamente aos efeitos das barreiras tarifárias e não-tarifárias, buscam conceder, principalmente aos setores produtivos, isenções e reduções do imposto de importação. Apesar de tais regimes reduzirem as barreiras comerciais, tendem a ser prejudiciais ao sistema econômico por introduzirem distorções que resultam em ineficiências alocativas.

As medidas liberalizantes, que acarretaram a redução das restrições às importações mediante a eliminação de barreiras não-tarifárias, são a revogação da Lista do Anexo C e a eliminação dos programas anuais de importação por empresa, ainda conforme Pinheiro e Almeida (1994). Além disso, segundo Moreira e Correa (1996), também foram eliminadas a obrigatoriedade da anuência prévia da Administração Pública Federal para a importação de bens específicos⁶ e a necessidade de financiamento externo nas importações de bens de capital, além da redução, em 50%, do Adicional de Frete para Renovação da Marinha Mercante.

Simultaneamente à eliminação das barreiras não-tarifárias, ocorreu a extinção dos regimes especiais de importação, excetuando-se os do sistema de *drawback*, os regimes da Zona Franca de Manaus, entre outros de menor relevância, como as compras efetuadas pelas universidades e as aquisições da administração direta, como colocado por Pinheiro e Almeida (1994). Dessa forma, ao mesmo tempo que a redução das barreiras tarifárias e não-tarifárias diminuem a proteção concedida aos setores produtivos nacionais, a eliminação dos regimes especiais de importação, como apontado anteriormente, aumenta a proteção nominal concedida aos setores produtivos nacionais. A eliminação dos regimes especiais de importação, entretanto, não deve ser analisada como um minimizador da abertura comercial, mas como uma medida que buscava dar mais clareza ao comércio exterior brasileiro, medida essa que poderia ter viabilizado a explicitação dos incentivos concedidos aos setores produtivos nacionais.

No plano institucional também ocorreram várias modificações. As mudanças iniciaram com a reforma de 1988, quando começou o processo de esvaziamento da Carteira de Comércio Exterior do Banco do Brasil (Cacex), que era um importante órgão de formulação da política de comércio exterior brasileira, inclusive no que tange à concessão de proteção tarifária aos setores produtivos nacionais. Com a reforma comercial iniciada em 1990, as mudanças institucionais foram ampliadas. Nessa reforma, conforme aponta Costa Filho (1997), foram extintos o Conselho de Desenvolvimento Industrial - órgão que definia os instrumentos de política industrial, inclusive as tarifas de importação e regimes especiais de importação - e o Conselho de Comércio Exterior - órgão colegiado que era responsável pela formulação da política de comércio exterior que, por sua vez, tinha sua secretaria-executiva exercida pela Cacex. Além disso, iniciou-se o processo de esvaziamento da CPA e foi aprofundado o esvaziamento da Cacex. Com tais mudanças, houve a centralização das políticas industrial e de comércio exterior no âmbito da área econômica do governo, mais precisamente no Ministério da Fazenda, eliminando-se, assim, focos de resistência à abertura comercial.

6 Excetuando-se a anuência prévia para a importação de bens de informática, que permaneceria até 1992.

Com a redução da importância das barreiras não-tarifárias e dos regimes especiais de importação, verifica-se maior grau de relacionamento entre a proteção aos setores produtivos brasileiros e as alíquotas do imposto de importação. A seguir, passaremos a apresentar as alterações decorrentes da política de liberalização comercial iniciada em 1991.

Em janeiro desse ano foi anunciado o principal elemento da liberalização comercial - a reforma tarifária -, que propunha ampla redução do imposto de importação, bem como pretendia diminuir a dispersão existente entre suas alíquotas. Com isso, tais tarifas ganharam maior uniformidade. O cronograma, que tinha início marcado para 1991, com previsão de encerramento em 1994, foi, no entanto, antecipado em seis meses, e em 1993 a reforma já havia sido concluída. Os resultados da reforma tarifária (Tabela 1) permitem-nos perceber que houve forte redução das alíquotas do imposto de importação: a proteção legal média passou de 30,0%, em setembro de 1990, para 13,2%, em julho de 1993.

Tabela 1
Estrutura Tarifária - Tarifas Nominais (meses selecionados entre 1988 e 1995 e média anual simples para os anos de 1996, 1997 e 1998)

	7/88	9/89	9/90	2/91	1/92	10/92	7/93	12/94	12/95	1996	1997	1998
Média (%)	38,5	31,6	30,0	23,3	19,2	15,4	13,2	11,2	13,9	13,1	15,7	15,6
Desvio padrão (%)	15,4	15,9	15,1	12,7	10,5	8,2	6,7	5,9	9,5	8,6	7,5	6,4

Fonte: Kume (1996), para os anos entre 1988 e 1995. Os anos restantes - 1996, 1997 e 1998 - foram atualizados de acordo com dados de Honório Kume.

Em relação à reforma tarifária, Moreira e Correa (1996) observam que, entre outros, tal reforma tinha como objetivo determinar a estrutura da proteção concedida à indústria brasileira, tendo-se pautado por cinco critérios principais: os produtos sem similares nacionais e aqueles com destacada vantagem comparativa receberam tarifa nula; os produtos que em 1990 possuíam a alíquota do imposto de importação de 5% permaneceram com esse valor; os produtos provenientes de setores com alta proteção efetiva, ou seja, os setores intensivos em insumos com tarifa nula, receberam tarifas entre 10 e 15%; a alíquota de grande parte dos produtos manufaturados foi reduzida para o patamar de 20%, enquanto a das indústrias de química-fina, de trigo e derivados e de eletroeletrônicos de consumo final fixou-se em torno de 30%. Os setores que continuaram mais protegidos em termos de tarifas nominais foram os de automóveis e informática, com alíquotas de 35% e 40%, respectivamente.⁷

⁷ As alíquotas do imposto de importação dos automóveis, a partir do acordo estabelecido em 1995 entre o governo e este setor, passaram para 70%, em 1996, 63%, em 1997, e 49%, em 1998, exclusive para as montadoras instaladas no Brasil, sobre as quais recairia 50% do imposto vigente.

Nos anos seguintes, o processo de abertura da economia brasileira teve continuidade com a redução nas tarifas de importação, motivada principalmente pelo plano de estabilização econômica e pelo Mercosul.

Em 1994 a liberalização comercial apresentou novos contornos. O processo de abertura, que ao mesmo tempo buscava reduzir o atraso tecnológico, reduzir as ineficiências alocativa e produtiva e aumentar a inserção dos produtos brasileiros no Exterior, passou a ser um dos instrumentos de política econômica do plano de estabilização, o Plano Real. Dessa forma, a política de importações passou a ser conduzida com objetivo do controle de preços. Assim sendo, alguns bens de considerável peso na formação dos índices de preços chegaram a receber tarifa de 0 ou 2%. Os produtos importados tinham a função de reduzir os *mark-ups* dos produtos nacionais e tornar o mercado doméstico mais contestável, e juntamente com a política cambial visava controlar os níveis gerais de preços da economia.

O processo de liberalização comercial brasileiro teve continuidade em setembro de 1994, quando passou a vigorar, antecipadamente, a Tarifa Externa Comum (TEC) dos países participantes do Mercosul (Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai),⁸ momento esse em que, segundo Kume (1996) e Moreira e Correa (1996), houve a redução das tarifas de importação de alguns setores, entre os quais o de automóveis, o de eletrônica de consumo e o de química fina.

A abertura comercial estava sendo conduzida. Em 1995, entretanto, ocorreram algumas políticas contrárias ao processo de implementação dessa abertura, por meio da elevação do imposto de importação de alguns produtos, o que representou algum retrocesso para a maior integração comercial brasileira. As decisões que vieram a impactar negativamente o processo de abertura foram motivadas pelos desequilíbrios da balança comercial e pelas demandas protecionistas realizadas por alguns setores nacionais - destacadamente o setor automobilístico -, que se sentiram ameaçados pela competição internacional.

Devido aos constantes déficits na conta de transações correntes do balanço de pagamentos, alguns setores tiveram elevação do imposto de importação, o que implicou desaceleração do processo de abertura. Essa medida decorreu do fato de a balança de serviços da conta de transações correntes brasileira estar apresentando contínuos déficits. Quanto a isso, importa lembrar que anteriormente a 1994 os déficits da balança de serviços eram compensados por meio de superávits da balança comercial, sendo que a partir do final de 1994 e início de 1995 a balança comercial também passou a se mostrar deficitária. Esses déficits em transações

8 A TEC do Mercosul estava programada para entrar em vigor em janeiro de 1995. Como afirmaram Baumann, Rivero e Zavattiero (1997), a antecipação para setembro de 1994, entretanto, deve ser tomada apenas como parcial.

correntes, contudo, poderiam ser financiados pela entrada, no País, de capitais externos (*portfólio*, investimento direto estrangeiro e empréstimos), o que permitiria, por algum prazo, que a economia convivesse com os referidos déficits comerciais.⁹

O surgimento de tais déficits comerciais deveu-se às pressões de demanda originadas na acelerada remonetização da economia proveniente da queda da inflação, o que veio a gerar bolhas de consumo. A queda dos preços dos bens importados, oriunda da redução das tarifas de importação, e a existência de uma demanda reprimida por esses produtos, formada ao longo dos anos de fechamento da economia brasileira, além da expressiva valorização cambial, após a implementação do Plano Real, podem ser apontados como os causadores dos desequilíbrios da balança comercial.

Assim sendo, o governo, buscando reduzir os déficits em conta corrente, como apontado anteriormente, ampliou as tarifas de importação de alguns produtos, tais como os eletrônicos de consumo - tanto da linha branca quanto da linha marrom¹⁰ -, telefonia e veículos, entre outros.¹¹ Tais produtos passaram a receber alíquotas do imposto de importação de 70%, ainda de acordo com Moreira e Correa (1996).

Outro fator que representou desaceleração do processo de abertura foram as demandas protecionistas realizadas por setores nacionais atingidos pela concorrência dos produtos importados. Esses setores procuravam aumentar as tarifas de importação dos produtos de seus segmentos produtivos. Isso possibilitaria não só a garantia de suas faixas de mercado, como também a manutenção de suas margens de lucro em um ambiente menos competitivo.

Finalmente, entre as medidas que representaram algum grau de arrefecimento ao processo de liberalização comercial podem ser citados o estabelecimento da Lista de Exceção à TEC do Mercosul¹² (eletroeletrônicos, automóveis, calçados etc.) e o surgimento de algumas barreiras não-tarifárias para setores específicos da economia brasileira. Para o ano seguinte, 1996, houve, contudo, um retorno à tendência liberalizante, como pode ser verificado na Tabela 1.

9 Efetivamente, os déficits em conta de transações correntes foram financiados pela entrada de capitais externos.

10 Os eletrônicos da linha branca são ventiladores, refrigeradores etc.; os da linha marrom são televisores, aparelhos de som etc.

11 Outros produtos que tiveram a alíquota do imposto de importação ampliada foram motocicletas, bicicletas, tratores, tecidos, cobertores e tênis.

12 A Lista de Exceção do Mercosul relaciona alguns gêneros de produtos que não integram a TEC. Essa lista, porém, será gradualmente eliminada até 2006. Também vale ressaltar a existência da Lista de Adequação do Mercosul, que consiste de uma lista intrabloco de produtos cuja alíquota do imposto de importação ainda não atingiu o valor de 0%.

O retorno à orientação liberalizante na política comercial brasileira deveu-se ao abrandamento dos efeitos da crise mexicana, ocorrida ao final de 1994. A pressão dos parceiros do Mercosul e, principalmente, as realizadas por membros da Organização Mundial do Comércio contra a ligeira retomada protecionista brasileira também contribuíram com o aspecto acima mencionado. Assim sendo, como observado por Azevedo e Portugal (1997), foi estabelecido um novo cronograma de redução - até o ano de 2000 - das alíquotas do imposto de importação, que englobava prioritariamente bens de consumo duráveis. Para os anos seguintes, 1997 e 1998, houve um ligeiro aumento da proteção nominal que, no entanto, permaneceu em patamares bem inferiores àqueles que prevaleciam na economia brasileira anteriormente à reforma comercial.

Concluindo, no que diz respeito às medidas liberalizantes do comércio exterior, pode-se dizer que no final dos anos oitenta e nos anos noventa a economia brasileira passou por um processo estruturalmente constituído de abertura comercial. Ocorreram alguns problemas e descontinuidades, mas a abertura comercial passou a fazer parte do ambiente econômico brasileiro.

3 Indicador de vantagens comparativas

Ao se iniciar uma liberalização comercial, de acordo com a teoria das vantagens comparativas, desencadeia-se um processo de realocação de recursos em que estes são mais eficientemente alocados. Nesse processo, recursos tenderiam a migrar de setores dissociados das vantagens comparativas locais, ou seja, de setores intensivos em fatores de produção escassos no País para setores associados às vantagens comparativas locais e, conseqüentemente, intensivos em fatores de produção abundantes na economia em que esteja ocorrendo esse processo.

Assim, para avaliarmos se a liberalização comercial brasileira está possibilitando uma migração de recursos em direção aos setores produtivos associados às vantagens comparativas nacionais e, portanto, permitindo uma alocação mais eficiente de recursos, precisamos determinar quais desses setores produtivos podem ser considerados intensivos em fatores de produção abundantes no País. Para tanto, construímos uma *proxy* de indicador de vantagens comparativas para a economia brasileira, tendo sido tal indicador elaborado com base na qualificação da mão-de-obra.

Na construção do teste do teorema de Heckscher-Ohlin - que, no que diz respeito a este artigo, se trata da construção do indicador de vantagens comparativas para, posteriormente, confrontá-lo com a alocação intersetorial de recursos - é necessário que a análise parta da existência de dois fatores de produção, que normalmente são obtidos por meio da ordenação

de pares de insumos, quais sejam: mão-de-obra, estoque de capital e recursos naturais (ou terra). Essas possibilidades referem-se aos testes originais desse teorema. Uma versão modificada introduz o conceito de capital humano, fazendo com que, como aponta Barrantes Hidalgo (1985), o trabalho qualificado e o trabalho não-qualificado possam ser considerados como dois fatores de produção, sendo esta a versão que fornecerá a base teórica deste artigo.¹³ Ademais, a utilização da mão-de-obra heterogênea para mensurar as vantagens comparativas de uma economia pode ser considerada mais adequada, atualmente, em decorrência do fato de que a oferta de capital tem aumentado como resultado do crescimento da mobilidade internacional desse fator de produção.

Passando às definições do indicador de vantagens comparativas, a mão-de-obra qualificada é relativamente escassa no Brasil quando comparada à dos países com maior peso no comércio mundial (Estados Unidos, Japão e os países da União Européia) que, conseqüentemente, são relativamente abundantes em mão-de-obra qualificada. Sendo assim, podemos considerar que o trabalho no Brasil é relativamente menos qualificado, como verificado em Machado (1997).

Na construção do indicador utilizamos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para 1992, 1993, 1995, 1996, 1997 e 1998. Em relação aos anos dessa série, a PNAD disponibilizou, setorialmente, o grau de instrução da mão-de-obra. Adicionalmente, como pressuposto deste trabalho, os indivíduos com segundo grau completo ou maior grau de instrução foram considerados como mão-de-obra qualificada e aqueles com segundo grau incompleto ou menor grau de instrução como mão-de-obra não-qualificada. No desenvolvimento dos índices referentes à qualificação da mão-de-obra, adequamos os dados da PNAD para que fossem obtidos, por setor, os montantes de mão-de-obra qualificada e não-qualificada.¹⁴

Antes de apresentarmos os dados referentes aos índices de qualificação da mão-de-obra e suas respectivas análises importa observar a necessidade de compatibilização dos dados da PNAD com os dos setores produtivos dispostos no Sistema de Contas Nacionais, também do IBGE, que foram utilizados na análise das realocações de recursos. Foram utilizados, basicamente, os dados do valor da produção e os do valor adicionado. Assim sendo, apresentaremos, na Tabela 2 a seguir, os setores produtivos pertencentes às Contas Nacionais, os quais foram reagrupados de acordo com os dados disponibilizados pela PNAD.

13 Para trabalhos acerca do teorema de Heckscher-Ohlin com heterogeneidade da mão-de-obra, ver Leontief (1956), Keasing (1965, 1966 e 1968) e Baldwin (1971). Para a mesma linha de pesquisa aplicada ao Brasil ver Machado (1997).

14 A adequação dos dados da PNAD foi realizada em três etapas: primeiro, foi separado da amostra total os indivíduos que exerciam atividades profissionais; segundo, os trabalhadores foram distribuídos entre mão-de-obra qualificada e não-qualificada; e, finalmente, os dois tipos de mão-de-obra foram associados aos seus respectivos setores produtivos.

Tabela 2
Classificação dos Setores Produtivos das Contas Nacionais de Acordo com a
Classificação Setorial da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

Setor das Contas Nacionais	Classificação de acordo com a PNAD	Setor resultante
1. Agropecuária	1. Agropecuária	1. Agropecuária
2. Extrativa mineral	2. Extrativa mineral	2. Extrativa mineral
3. Extração de petróleo e gás	3. Extração de petróleo e gás	3. Extração de petróleo e gás
4. Minerais não-metálicos	4. Indústria de transformação	4. Indústria dos minerais não-metálicos
5. Metalurgia de não-ferrosos		
6. Siderurgia	5. Indústria de metais	5. Indústrias dos minerais metálicos
7. Outros metalúrgicos		
8. Máquinas e tratores	6. Máquinas e tratores	6. Máquinas e tratores
9. Material elétrico	7. Equip. eletroeletrônicos	7. Equip. eletroeletrônicos
10. Equipamentos eletrônicos		
11. Automóveis, caminhões e ônibus	8. Veículos e acessórios	8. Veículos e acessórios
12. Outros veículos e peças		
13. Madeira e mobiliário	9. Madeira e mobiliário	9. Madeira e mobiliário
14. Papel e gráfica	10. Papel e gráfica	10. Papel e gráfica
15. Indústria da borracha	11. Indústria da borracha	11. Indústria da borracha
16. Elementos químicos	12. Insumos químicos, plásticos e fibras	12. Insumos químicos, plásticos e fibras
17. Químicos diversos		
18. Refino do petróleo	13. Refino de petróleo	13. Refino de petróleo
19. Farmacêutica e perfumaria	14. Farmacêutica e perfumaria	14. Farmacêutica e perfumaria
20. Artigos de plástico	15. Artigos de plástico	15. Artigos de plástico
21. Indústria têxtil	16. Indústria têxtil	16. Indústria têxtil
22. Artigos de vestuário	17. Artigos de vestuário	17. Artigos de vestuário
23. Fabricação de calçados	18. Fabricação de calçados	18. Fabricação de calçados
24. Indústria do café		
25. Benef. de produtos vegetais		
26. Abate de animais		
27. Indústria de laticínios	19. Indústria alimentícia, de bebidas e fumo	19. Indústria alimentícia, de bebidas e fumo
28. Indústria de açúcar		
29. Fab. De óleos vegetais		
30. Outros produtos alimentares		
31. Indústria diversas	20. Indústrias diversas	20. Indústrias diversas
32. Serv. Ind. de utilidade pública	21. Serv. Ind. de utilidade pública	21. Serv. Ind. de utilidade pública
33. Construção civil	22. Construção civil	22. Construção civil
34. Comércio	23. Comércio	23. Comércio
35. Transportes	24. Transportes	24. Transportes
36. Comunicações	25. Comunicações	25. Comunicações
37. Instituições financeiras	26. Instituições financeiras	26. Instituições financeiras
38. Serviços prestados às famílias	27. Serviços prestados às famílias	27. Serviços prestados às famílias
39. Serviços prestados às empresas	28. Serviços prestados às empresas	28. Serviços prestados às empresas
40. Aluguel de imóveis	29. Aluguel de imóveis	29. Aluguel de imóveis
41. Administração pública	30. Administração pública	30. Administração pública
42. Serviços privados não-mercantis	31. Serviços privados não-mercantis	31. Serviços privados não-mercantis

Fonte: Elaboração do autor, a partir de séries estatísticas do Departamento de Contas Nacionais da Diretoria de Pesquisa do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Por meio da compatibilização dos dados das Contas Nacionais com os dados da PNAD foram obtidos 31 setores produtivos pertencentes aos seguintes grandes setores da economia: agropecuário, indústria extrativa mineral, indústria de transformação, construção civil e serviços. Após a compatibilização dos dados estatísticos construímos a Tabela 3, em que se apresentam os índices de qualificação dos trabalhadores que foram obtidos como a proporção da mão-de-obra não-qualificada e qualificada no total da mão-de-obra da economia

Tabela 3
Intensidade do Uso da Mão-de-Obra Não-Qualificada e Qualificada
por Setor - Diversos Anos (%)

Setor/Ano	1992		1993		1995		1996		1997		1998	
	NQ	Q	NQ	Q	NQ	Q	NQ	Q	NQ	Q	NQ	Q
1. Agropecuária	96,2	3,8	96,2	3,8	95,8	4,2	94,9	5,1	95,0	5,0	94,4	5,6
2. Extrativa mineral	85,1	14,9	85,9	14,1	82,7	17,3	84,0	16,0	81,9	18,1	79,1	20,9
3. Extração de petróleo e gás	29,7	70,3	30,9	69,1	23,0	77,0	20,0	80,0	28,3	71,7	22,5	77,5
4. Indústria dos minerais não-metálicos	84,9	15,1	87,3	12,7	80,0	20,0	82,8	17,2	81,9	18,1	79,5	20,5
5. Indústrias dos minerais metálicos	72,1	27,9	71,2	28,8	70,0	30,0	67,4	32,6	67,9	32,1	66,1	33,9
6. Máquinas e tratores	66,9	33,1	69,8	30,2	63,0	37,0	61,6	38,4	55,5	44,5	56,4	43,6
7. Equipamentos eletroeletrônicos	54,6	45,4	52,8	47,2	52,6	47,4	50,9	49,1	43,1	56,9	45,6	54,4
8. Veículos e acessórios	65,0	35,0	67,4	32,6	68,5	31,5	64,4	35,6	56,0	44,0	53,4	46,6
9. Madeira e mobiliário	87,3	12,7	87,5	12,5	91,4	8,6	87,0	13,0	83,7	16,3	81,8	18,2
10. Papel e gráfica	57,7	42,3	57,6	42,4	55,2	44,8	52,9	47,1	48,4	51,6	49,2	50,8
11. Indústria da borracha	73,4	26,6	72,2	27,8	69,4	30,6	68,4	31,6	74,5	25,5	59,3	40,7
12. Insumos químicos, plásticos e fibras	66,7	33,3	61,6	38,4	57,6	42,4	62,1	37,9	59,6	40,4	58,3	41,7
13. Refino de petróleo	26,9	73,1	22,6	77,4	24,4	75,6	35,4	64,6	23,5	76,5	27,6	72,4
14. Farmacêutica e perfumaria	50,0	50,0	49,6	50,4	50,0	50,0	47,5	52,5	41,9	58,1	41,6	58,4
15. Artigos de plástico	70,5	29,5	76,6	23,4	70,6	29,4	70,9	29,1	63,7	36,3	59,1	40,9
16. Indústria têxtil	81,0	19,0	79,2	20,8	76,3	23,7	75,2	24,8	74,0	26,0	70,5	29,5
17. Artigos de vestuário	77,8	22,2	75,6	24,4	70,5	29,5	77,0	23,0	69,9	30,1	69,1	30,9
18. Fabricação de calçados	89,9	10,1	86,0	14,0	83,2	16,8	72,8	27,2	84,8	15,2	81,1	18,9
19. Indústria alimentícia, de bebidas e fumo	77,8	22,2	76,1	23,9	74,5	25,5	73,6	26,4	71,4	28,6	70,4	29,6
20. Indústrias diversas							62,9	37,1	58,5	41,5	60,6	39,4
21. Serv. Ind. de utilidade pública	89,0	11,0	88,8	11,2	89,0	11,0	89,6	10,4	89,3	10,7	89,3	10,7
22. Construção civil	61,4	38,6	59,4	40,6	62,2	37,8	60,9	39,1	60,4	39,6	59,4	40,6
23. Comércio	65,3	34,7	64,8	35,2	64,3	35,7	60,9	39,1	59,7	40,3	57,1	42,9
24. Transportes	79,3	20,7	79,4	20,6	78,7	21,3	75,9	24,1	75,1	24,9	72,2	27,8
25. Comunicações	31,0	69,0	25,1	74,9	29,8	70,2	28,1	71,9	27,1	72,9	26,8	73,2
26. Instituições financeiras	13,2	86,8	12,8	87,2	13,7	86,3	14,4	85,6	11,1	88,9	13,3	86,7
27. Serviços prestados às famílias	70,4	29,6	69,3	30,7	68,8	31,2	66,4	33,6	65,5	34,5	64,1	35,9
28. Serviços prestados às empresas	34,6	65,4	30,9	69,1	30,2	69,8	28,9	71,1	26,7	73,3	28,5	71,5
29. Aluguel de imóveis	36,5	63,5	43,3	56,7	36,4	63,6	37,2	62,8	33,1	66,9	31,1	68,9
30. Administração pública	43,0	57,0	41,8	58,2	39,2	60,8	37,6	62,4	36,3	63,7	33,9	66,1
31. Serviços privados não-mercantis	54,2	45,8	50,3	49,7	51,3	48,7	52,0	48,0	48,5	51,5	48,1	51,9
Média	63,1	36,9	62,4	37,6	60,7	39,3	60,1	39,9	57,9	42,1	56,4	43,6

Fonte: Elaboração do autor, a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Analisando a Tabela 3 podemos especificar quais são os setores produtivos intensivos em mão-de-obra não-qualificada - o fator de produção abundante na economia brasileira. Dessa forma, são determinados quais desses setores tendem a ser favorecidos com a implementação da reforma comercial liberalizante, em decorrência de os mesmos estarem associados às vantagens comparativas nacionais. Para tanto, e conseqüentemente para determinarmos que setores estão associados às vantagens comparativas nacionais, foi utilizada como parâmetro a qualificação média dos setores produtivos. Assim sendo, aqueles setores que apresentaram valores de intensidade da mão-de-obra não-qualificada acima da média nacional são considerados intensivos em mão-de-obra não-qualificada e, portanto, com maior dotação no fator de produção abundante na economia brasileira.

Estabelecido esse critério, os setores que demonstraram ser intensivos em mão-de-obra não-qualificada foram os seguintes: agropecuária; extrativa mineral; indústria do minerais não-metálicos; indústria dos minerais metálicos; madeira e mobiliário; indústria da borracha; artigos de plástico; indústria têxtil; artigos de vestuário; fabricação de calçados e indústria de alimentos, bebidas e fumo, sendo esses os setores, segundo os índices de qualificação da mão-de-obra, que apresentam suas atividades produtivas desenvolvidas em consonância com as vantagens comparativas nacionais. Os setores de máquinas e tratores; veículos e acessórios e insumos químicos, plásticos e fibras encontram-se com seus índices de mão-de-obra não-qualificada em torno da média nacional, o que implica que tais setores, embora apresentem tendência de serem intensivos em mão-de-obra não-qualificada, não o são de maneira tão significativa quanto os setores anteriormente citados. Por outro lado, os de extração de petróleo e gás, equipamentos eletroeletrônicos, papel e gráfica, refino do petróleo e farmacêutica e perfumaria, visto que seus respectivos índices de mão-de-obra não-qualificada encontram-se abaixo da média nacional, são considerados deslocados das vantagens comparativas nacionais e, conseqüentemente, intensivos em trabalho qualificado. O setor de indústrias diversas, em decorrência da curta série estatística para a qual os seus dados foram disponibilizados, não tiveram seus resultados avaliados.

Os demais setores, que correspondem basicamente aos subsetores do setor de serviços e ao da construção civil, carecem de apontamentos adicionais. Esses setores (construção civil e serviços industriais de utilidade pública, comércio, transportes, comunicações, instituições financeiras, serviços prestados às famílias, serviços prestados às empresas, aluguel de imóveis, administração pública e serviços privados não-mercantis) constituem os setores produtores de bens não-comercializáveis da economia. Assim, por não estarem inseridos no comércio exterior, não são, a princípio, diretamente influenciados pela reforma comercial. Deve-se destacar, entretanto, o alto grau de qualificação da mão-de-obra em tais setores, principalmente nos de

comunicações, instituições financeiras, serviços prestados às empresas, aluguel de imóveis, administração pública e serviços privados não-mercantis.

Apesar de a construção do indicador de qualificação da mão-de-obra ter como objetivo, prioritariamente, a apresentação dos setores produtivos com tendência de maior favorecimento com a abertura comercial, o que implica podermos testar a validade da hipótese de que os setores produtivos associados às vantagens comparativas nacionais são absorvedores de recursos, devemos destacar a relevância dos dados encontrados, na pesquisa em curso, no que tange às alterações no padrão de qualificação da mão-de-obra brasileira.

Dentro de uma série que se estende do ano de 1992 ao de 1998, exceção feita para o de 1994, quando não foi realizada a PNAD, observou-se crescente qualificação da mão-de-obra brasileira. Dos trinta setores analisados, apenas cinco (refino de petróleo, construção civil, serviços industriais de utilidade pública, comunicações e instituições financeiras) apresentaram variações pouco significativas nos índices de qualificação da mão-de-obra. Para os demais setores, a significativa tendência de crescimento dos índices de qualificação da mão-de-obra do trabalhador brasileiro, verificada no período em análise, pode ser explicada por diversos fatores, entre eles a própria liberalização comercial, que, ao ampliar os níveis de competição, impele os setores produtivos nacionais a se tornarem mais eficientes, o que também requer mão-de-obra mais qualificada.

4 Análise da alocação de recursos

Numa economia que passou por um processo de abertura comercial é plausível esperar que os setores em que ela possua vantagens comparativas apresentem um aumento de participação, no total da economia, de suas atividades produtivas. Ao mesmo tempo, espera-se que os setores intensivos em fatores de produção escassos nessa economia sofram algum arrefecimento de suas atividades. Em outros termos, os setores exportadores devem ter suas atividades alavancadas, enquanto os setores competidores de importações, em decorrência da competição proporcionada pelos produtos estrangeiros, experimentarão algum declínio. Dessa forma, recursos deverão ser realocados entre os setores produtivos domésticos, e os setores ganhadores serão aqueles com estruturas produtivas direcionadas para as vantagens comparativas nacionais. Isso implica alocação mais eficiente de recursos.

Na análise da alocação de recursos procuramos, basicamente, verificar se a liberalização comercial tendeu a deslocar recursos em direção aos setores nos quais o País possui vantagens

comparativas. Para tanto, tomamos como setores associados às vantagens comparativas nacionais aqueles intensivos em mão-de-obra não-qualificada, tal como apontado nos índices de qualificação da mão-de-obra. Em outros termos, aceitamos que a mão-de-obra não-qualificada é o fator de produção abundante na economia brasileira e aceitamos a teoria de comércio de Heckscher-Ohlin. Conseqüentemente, se o Brasil apresenta vantagens comparativas em bens intensivos em mão-de-obra menos qualificada, os setores que se utilizam intensivamente desse fator deverão, a partir da liberalização comercial, ampliar suas participações relativas no produto total da economia, sendo esse o critério utilizado para avaliar a liberalização comercial brasileira.

Dando prosseguimento à discussão anterior, a alteração da política de comércio exterior brasileira implicou modificações nos preços relativos que, conseqüentemente, alterou o fluxo, tanto qualitativo quanto quantitativo, de exportações e importações do País. Essas modificações no comércio, por sua vez, afetam a alocação intersetorial de recursos. Para medir essas modificações na alocação de recursos, principalmente se recursos migraram para aqueles setores associados às vantagens comparativas, utilizamos o valor da produção e o valor adicionado.

A análise da alocação de recursos foi construída com base nos dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE, que compreendem a série relativa ao período de 1990 até 1998. Os dados correspondem aos setores agropecuário, indústria extrativa mineral, indústria de transformação, construção civil e serviços. Quanto a esse aspecto, devemos novamente ressaltar que os setores que tiveram prioridade na análise foram os setores produtores de bens comercializáveis, ou seja, agropecuária, indústria extrativa mineral e indústria de transformação.

A análise da alocação intersetorial de recursos foi baseada na evolução da relação entre o valor da produção de cada setor produtivo em relação ao valor da produção total da economia. Isso demonstrou o grau em que um determinado setor produtivo está ampliando sua participação dentro da atividade global da economia. Essa relação é obtida a partir da seguinte expressão:

$$vp_{it} = \frac{VP_{it}}{\sum_{i=1}^n VP_{it}}$$

Onde: VP_{it} é o valor da produção do setor i no período t , $\sum_{i=1}^n VP_{it}$ é o valor da produção total da economia no período t e vp_{it} é o indicador de participação no valor da produção total da economia do setor i no período t .

Com esse exercício procuramos avaliar, a partir de nosso indicador de vantagens comparativas, se a teoria de comércio de Heckscher-Ohlin foi válida para o Brasil após a reforma comercial e, assim sendo, avaliarmos se os setores produtivos brasileiros intensivos em mão-de-obra não-qualificada experimentaram, como consequência da abertura comercial, algum grau de crescimento em suas atividades, enquanto os setores produtivos competidores de importação apresentaram algum declínio. A explicação para tal comportamento das atividades produtivas domésticas baseia-se na própria teoria de Heckscher-Ohlin: os setores produtivos domésticos intensivos em fatores em que o país é abundante terão menores custos de produção e, conseqüentemente, melhores condições de competição com os produtos importados; já os setores produtivos intensivos em fatores de produção escassos domesticamente perderão mercado para os bens importados devido aos seus maiores custos de produção, o que significa deslocamento de seus recursos em direção aos setores associados às vantagens comparativas nacionais. Ao realizarmos a análise empírica, contudo, alguns resultados obtidos contrariaram a teoria, em decorrência de elementos intervenientes.

Conforme a Tabela 4, somente alguns poucos setores produtores de bens comercializáveis intensivos em mão-de-obra não-qualificada experimentaram alguma ampliação da participação de seus respectivos valores da produção no valor da produção total da economia. Entre esses setores incluem-se o setor agropecuário, a indústria do café, o beneficiamento de produtos vegetais, a fabricação de óleos vegetais e os denominados outros produtos alimentares. Por outro lado, excetuando-se o setor de farmacêutica e perfumaria, os demais setores produtores de bens comercializáveis intensivos em mão-de-obra qualificada - extração de gás e petróleo, equipamentos eletroeletrônicos, papel e gráfica e refino do petróleo - demonstraram um recuo de suas participações dentro do valor da produção total da economia, o que confirma a teoria das vantagens comparativas.

Tabela 4
Participação Setorial no Valor da Produção Total da Economia - 1990 a 1998 (%)

Setor/Ano	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Agropecuária	6,39	6,50	6,27	5,92	7,71	7,48	7,26	6,93	7,34
Extrativa Mineral	0,61	0,67	0,66	0,54	0,54	0,53	0,50	0,49	0,49
Extração de Gás e Petróleo	0,75	0,65	0,62	0,45	0,43	0,38	0,48	0,47	0,38
Minerais Não-Metálicos	1,51	1,52	1,38	1,28	1,38	1,33	1,24	1,31	1,34
Siderurgia	2,13	2,15	2,34	2,12	2,17	2,01	1,86	1,77	1,60
Metalurgia de Não-Ferrosos	0,94	0,89	0,80	0,71	0,81	0,83	0,79	0,72	0,71
Outros Metalúrgicos	1,81	1,76	1,64	1,60	1,76	1,72	1,61	1,64	1,53
Máquinas e Tratores	2,26	1,93	2,04	2,03	2,16	1,96	1,81	1,78	1,71
Material Elétrico	1,22	1,07	1,04	0,98	1,04	1,13	1,02	1,02	1,01
Equipamentos Eletrônicos	1,33	1,14	0,87	0,90	1,07	1,29	1,21	1,05	0,80
Automóveis, Caminhões e Ônibus	1,18	1,16	1,09	1,20	1,37	1,69	1,63	1,78	1,35
Outros Veículos e Peças	1,61	1,39	1,39	1,47	1,64	1,64	1,51	1,48	1,28
Madeira e Mobiliário	1,18	1,05	0,91	0,97	1,07	1,06	1,03	0,97	0,92
Papel e Gráfica	1,81	1,99	1,72	1,50	1,57	1,72	1,65	1,58	1,56
Indústria da Borracha	0,60	0,59	0,58	0,57	0,60	0,58	0,52	0,52	0,47
Elementos Químicos	1,06	1,23	1,20	1,22	1,23	0,99	0,99	1,10	1,00
Refino do Petróleo	4,33	3,98	4,40	4,49	4,19	3,53	3,38	3,51	3,64
Químicos Diversos	1,55	1,63	1,48	1,37	1,43	1,32	1,36	1,38	1,36
Farmacêutica e Perfumaria	0,85	0,78	0,85	0,91	0,88	0,88	0,86	0,96	1,03
Artigos de Plástico	0,82	0,76	0,67	0,67	0,66	0,70	0,73	0,71	0,67
Indústria Têxtil	2,17	1,95	1,70	1,56	1,57	1,50	1,38	1,23	1,14
Artigos de Vestuário	1,20	0,97	0,84	0,78	0,79	0,80	0,75	0,66	0,63
Fabricação de Calçados	0,69	0,62	0,60	0,60	0,54	0,48	0,46	0,42	0,35
Indústria do Café	0,37	0,40	0,35	0,41	0,61	0,48	0,50	0,49	0,65
Benef. de Produtos Vegetais	1,42	1,49	1,51	1,44	1,62	1,56	1,64	1,65	1,59
Abate de Animais	1,41	1,47	1,41	1,44	1,49	1,48	1,42	1,36	1,40
Indústria de Laticínios	0,66	0,69	0,64	0,60	0,60	0,68	0,68	0,64	0,65
Indústria de Açúcar	0,43	0,50	0,52	0,43	0,51	0,46	0,45	0,47	0,48
Fabricação de Óleos Vegetais	0,81	0,86	0,99	0,92	1,05	0,97	1,05	1,02	0,96
Outros Produtos Alimentares	1,83	2,04	1,95	1,87	2,07	2,14	2,18	2,06	2,08
Indústrias Diversas	0,64	0,64	0,61	0,63	0,65	0,60	0,56	0,54	0,54
Serv.Ind. de Utilidade Pública	2,50	2,87	3,03	2,84	2,89	2,49	2,55	2,48	2,60
Construção Civil	7,65	7,19	6,84	6,93	7,95	8,20	8,40	8,85	9,06
Comércio	7,76	7,35	6,94	7,14	7,29	7,38	7,12	7,37	7,43
Transportes	3,77	3,57	3,56	3,47	3,59	3,60	3,40	3,46	3,57
Comunicações	0,79	0,82	0,90	1,00	0,93	0,95	1,26	1,38	1,71
Instituições Financeiras	9,14	7,90	12,65	15,53	9,01	5,59	5,18	5,01	5,09
Serv. Prestados às Famílias	5,68	5,89	5,76	5,65	5,87	6,40	6,65	6,41	6,28
Serv. Prestados às Empresas	2,09	2,54	2,52	2,55	2,48	2,47	2,79	2,95	3,14
Aluguel de Imóveis	3,17	6,36	4,85	3,23	3,59	5,67	7,62	8,34	8,44
Administração Pública	11,29	10,43	9,30	9,44	10,56	12,61	11,85	11,36	11,33
Serv. Privados não-mercantis	0,58	0,61	0,61	0,61	0,64	0,70	0,68	0,69	0,70
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da Diretoria de Pesquisas do Departamento de Contas Nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística obtidos em maio de 2000.

A não-confirmação integral da teoria das vantagens comparativas para alguns setores produtores de bens comercializáveis, particularmente para setores associados às vantagens comparativas nacionais, pode ser atribuída ao deslocamento de recursos da indústria, no que se refere tanto à indústria extrativa mineral quanto à indústria de transformação, para os setores da construção civil e de serviços, ou seja, os setores produtores de bens não-comercializáveis da economia. Outro fator que pode explicar a não-confirmação da teoria das vantagens comparativas para esses setores, em particular para os setores de madeira e mobiliário, indústria têxtil, artigos de vestuário e fabricação de calçados - setores destacadamente intensivos em mão-de-obra não-qualificada -, foi a acentuada redução da proteção efetiva concedida aos mesmos após a liberalização comercial.^{15,16}

Como a construção civil e a maioria dos subsetores pertencentes ao setor terciário ou mantiveram estável suas participações no valor da produção total da economia ou apresentaram ampliação nessas participações, fica evidenciado que esses setores foram os absorvedores da queda da participação no valor da produção total da economia que acometeu o setor industrial. Uma provável explicação para essas realocações de recursos é a tentativa dos produtores nacionais de não serem atingidos pela concorrência proveniente dos bens importados. Em outros termos, como a abertura comercial facilita a entrada de mercadorias importadas, aspecto esse que implica acirramento nos níveis de concorrência nos segmentos de produtos comercializáveis da economia, os produtores nacionais, visando fugir de tal concorrência, transferem parte de seus recursos para os segmentos produtores de bens não-comercializáveis, que, conseqüentemente, não estão sujeitos à concorrência de produtos externos.¹⁷ Finalmente, podemos concluir que os setores produtores de bens comercializáveis competidores de importações, a partir da liberalização comercial, devem perder rentabilidade em suas atividades produtivas. Por conseguinte, tal situação gera estímulos para que recursos migrem para os setores de bens não-comercializáveis, que deverão estar apresentando maior rentabilidade.

Os cálculos acerca da participação setorial no valor da produção total têm sua relevância por indicarem o quanto um determinado setor vem ampliando, ou reduzindo, suas atividades

15 Segundo Soares (2000, p. 27) “a proteção efetiva pode ser definida como o aumento do valor adicionado dos setores produtivos nacionais, decorrente da imposição de uma estrutura de proteção, relativamente ao valor adicionado de livre de comércio.” Dessa maneira, a proteção efetiva se “diferencia da proteção nominal ao considerar em seus cálculos a proteção dada aos insumos intermediários e matérias-primas.”

16 A discussão acerca dos efeitos da liberalização comercial sobre a proteção efetiva concedida aos setores produtivos brasileiros pode ser vista no capítulo 3 da dissertação de mestrado que deu origem a este artigo.

17 Devemos, entretanto, destacar que nas últimas décadas o setor de serviços vem apresentando tendência de ampliação de sua participação no produto total da economia.

em relação aos demais setores produtivos da economia. Essa relação, construída com base no valor da produção, apresenta, no entanto, algumas limitações. O principal problema desse índice é o fato de ele ter sido construído com base no valor da produção, uma vez que, em sua constituição, tal índice agrega tanto o valor adicionado quanto o consumo intermediário ($VP = VA + CI$). Assim, essa relação pode causar distorções ao embutir em seu cálculo o consumo intermediário. Dessa forma, o valor da produção poderá estar refletindo mais o valor dos insumos provenientes de outros setores produtivos do que a própria atividade do setor em análise.

Para eliminarmos a distorção inerente à relação anterior, construímos outra relação baseada no valor adicionado, em que é eliminada a influência do consumo intermediário. Nesse índice, descreveu-se a evolução do valor adicionado dos setores produtivos individualmente em relação ao adicionado total da economia, como apresentado na seguinte fórmula:

$$va_{it} = \frac{VA_{it}}{\sum_{i=1}^n VA_{it}}$$

Onde: VA_{it} é o valor adicionado do setor i no período t , $\sum_{i=1}^n VA_{it}$ é o valor adicionado total da economia no período t e va_{it} é o indicador de participação no valor adicionado total da economia do setor i no período t .

Na Tabela 5 apresentamos a participação setorial no valor adicionado total da economia.

Antes de iniciarmos a análise da Tabela 5 faz-se necessário um esclarecimento metodológico acerca da *dummy* financeira. A criação da *dummy* financeira - utilizada para corrigir a mensuração do valor adicionado - “*resulta da necessidade de alocar a algum destino a produção do setor financeiro real da economia, e de diminuir do total da renda gerada nos setores produtivos a parcela apropriada pelas instituições financeiras.*” (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1979, p. 45) Posteriormente, a renda alocada no chamado setor de *dummy* financeira é retirada do cálculo do valor adicionado por não corresponder a uma atividade real da economia.

Tabela 5
Participação Setorial no Valor Adicionado Total da Economia - 1990 a 1998 (%)

Setor/Ano	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Agropecuária	8,10	7,79	7,72	7,56	9,85	9,01	8,33	7,87	8,42
Extrativa Mineral	0,59	0,72	0,74	0,54	0,49	0,44	0,37	0,36	0,35
Extração de Gás e Petróleo	1,12	0,91	0,87	0,63	0,54	0,43	0,58	0,54	0,29
Minerais Não-Metálicos	1,32	1,37	1,27	1,24	1,30	1,15	0,98	1,06	1,12
Siderurgia	0,97	1,05	1,29	1,23	1,08	0,97	0,80	0,76	0,65
Metalurgia de Não-Ferrosos	0,54	0,52	0,46	0,40	0,51	0,48	0,41	0,37	0,35
Outros Metalúrgicos	1,44	1,42	1,26	1,38	1,44	1,29	1,17	1,20	1,07
Máquinas e Tratores	2,33	1,96	2,38	2,76	2,53	2,15	1,98	1,87	1,80
Material Elétrico	0,93	0,79	0,84	0,76	0,71	0,73	0,59	0,57	0,55
Equipamentos Eletrônicos	1,17	0,96	0,77	0,84	0,95	1,05	0,94	0,76	0,57
Automóveis, Caminhões e Ônibus	0,60	0,66	0,63	0,76	0,84	0,96	0,88	0,97	0,65
Outros Veículos e Peças	1,15	0,97	1,08	1,20	1,23	1,14	0,95	0,88	0,72
Madeira e Mobiliário	0,99	0,92	0,78	0,93	0,95	0,89	0,80	0,76	0,68
Papel e Gráfica	1,20	1,47	1,16	0,91	0,91	1,11	0,98	0,90	0,83
Indústria da Borracha	0,42	0,39	0,42	0,43	0,41	0,37	0,33	0,33	0,28
Elementos Químicos	0,80	0,93	1,01	1,34	1,14	0,83	0,75	0,88	0,76
Refino do Petróleo	2,86	2,26	3,50	5,01	3,80	2,75	2,23	2,45	3,00
Químicos Diversos	1,24	1,28	1,14	1,09	0,94	0,79	0,81	0,80	0,76
Farmacêutica e Perfumaria	0,73	0,55	0,80	0,97	0,85	0,77	0,73	0,85	0,91
Artigos de Plástico	0,80	0,66	0,59	0,67	0,57	0,59	0,61	0,57	0,52
Indústria Têxtil	1,56	1,21	1,08	1,09	0,93	0,85	0,73	0,64	0,53
Artigos de Vestuário	1,08	0,78	0,73	0,70	0,65	0,60	0,55	0,48	0,44
Fabricação de Calçados	0,44	0,41	0,51	0,52	0,40	0,33	0,31	0,27	0,20
Indústria do Café	0,17	0,19	0,15	0,25	0,31	0,25	0,21	0,18	0,24
Benef. de Produtos Vegetais	0,78	0,91	1,07	1,02	0,92	0,73	0,74	0,79	0,72
Abate de Animais	0,50	0,52	0,51	0,65	0,61	0,59	0,58	0,50	0,49
Indústria de Laticínios	0,26	0,25	0,25	0,25	0,23	0,27	0,29	0,28	0,31
Indústria de Açúcar	0,23	0,24	0,24	0,25	0,25	0,18	0,16	0,15	0,14
Fabricação de Óleos Vegetais	0,28	0,34	0,53	0,38	0,38	0,30	0,29	0,39	0,39
Outros Produtos Alimentares	1,06	1,19	1,33	1,31	1,26	1,21	1,19	1,18	1,21
Indústrias Diversas	0,70	0,68	0,66	0,72	0,69	0,57	0,49	0,44	0,40
Serv. Ind. De Utilidade Pública	2,67	2,56	3,03	3,11	3,03	2,67	2,75	2,65	2,75
Construção Civil	7,76	7,12	7,63	8,26	9,15	9,22	9,53	10,00	10,26
Comércio	10,92	9,78	9,24	9,27	9,46	8,93	7,80	7,68	7,24
Transportes	3,97	3,78	3,76	3,66	3,50	3,43	3,00	3,00	2,97
Comunicações	1,38	1,16	1,57	1,74	1,46	1,52	1,92	2,06	2,63
Instituições Financeiras	17,68	13,94	25,49	32,76	15,90	8,02	6,92	6,58	6,54
Serv. Prestados às Famílias	6,75	6,85	7,14	7,38	6,86	7,42	7,81	7,40	7,08
Serv. Prestados às Empresas	3,40	4,07	4,25	4,39	3,73	3,39	3,84	4,05	4,30
Aluguel de Imóveis	6,41	12,77	10,27	6,85	6,92	10,42	13,92	15,20	15,34
Administração Pública	18,65	15,40	14,52	14,48	15,21	16,33	15,97	15,26	15,48
Serv. Privados não-mercantis	1,19	1,17	1,27	1,29	1,22	1,26	1,20	1,20	1,21
Dummy Financeira	-17,13	-12,88	-23,92	-30,99	-14,11	-6,40	-5,33	-5,13	-5,17
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Diretoria de Pesquisas do Departamento de Contas Nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; dados obtidos em maio de 2000.

Voltando à Tabela 5, observa-se que os dados para o valor adicionado tenderam a confirmar os resultados obtidos com o valor da produção. Assim sendo, mais uma vez, diferentemente do que se poderia esperar, apenas alguns setores produtores de bens comercializáveis intensivos em mão-de-obra não-qualificada confirmaram a teoria das vantagens comparativas. Entre esses setores encontram-se o setor agropecuário, a indústria do café, a indústria de laticínios, a fabricação de óleos vegetais e o setor de outros produtos alimentares. Por outro lado, da mesma forma como se observou na análise do valor da produção - novamente excetuando-se o setor de farmacêutica e perfumaria -, os demais setores produtores de bens comercializáveis intensivos em mão-de-obra qualificada apresentaram redução de suas respectivas participações dentro do valor adicionado total da economia, fato que confirma, mais uma vez, a teoria das vantagens comparativas.

Novamente, ao mesmo tempo que a maioria dos setores industriais apresentaram uma queda de seus respectivos valores adicionados em relação ao valor adicionado total da economia, a construção civil, os serviços industriais de utilidade pública e grande parte dos demais setores de serviços mostraram tendência à estabilidade ou à ampliação de suas participações no valor adicionado total da economia. Assim, sugere-se que a tendência de crescimento da participação do setor de serviços no produto total da economia é reforçada com a liberalização comercial.¹⁸ Como apontamos anteriormente, esse movimento de recursos em direção ao setor terciário se deve, entre outros fatores, ao aumento da rentabilidade desse setor em relação ao setor industrial.¹⁹

Uma importante exceção a tal tendência, contudo, observada no setor de serviços, são as instituições financeiras, que a partir de 1995 começaram a experimentar uma vertiginosa queda em sua participação na economia (queda essa que foi acompanhada pela redução da *dummy* financeira). Como se observa em Cardoso Jr. (2000) e na publicação do IBGE (1999) sobre contas nacionais, tal fenômeno, no que se refere às instituições financeiras, resultou da queda dos índices inflacionários.

18 Dentro desse contexto, deve ser destacado o setor de aluguel de imóveis. Tal setor apresentou uma considerável ampliação de seu valor adicionado em relação ao valor adicionado total da economia. Para apontarmos as causas desse comportamento serão necessários, contudo, estudos adicionais. Esses estudos envolveriam a análise do mercado imobiliário brasileiro, bem como das modificações ocorridas na Lei do Inquilinato, o que transcende o escopo deste trabalho.

19 Deve-se considerar que na transição de uma economia inflacionária para a estabilidade econômica, como a iniciada em julho de 1994, teremos uma redução mais rápida dos índices de preços dos produtos comercializáveis quando comparada com a dos produtos não-comercializáveis, o que, mais uma vez, confirma os maiores incentivos a investir no setor terciário.

Avaliando-se os resultados dispostos ao longo desta seção, parece-nos claro que os impactos da abertura comercial sobre os setores produtivos nacionais não podem ser tomados como um jogo de soma zero. Em outras palavras, a abertura comercial não é simplesmente um meio para se alavancarem os setores relacionados às vantagens comparativas nacionais e, conseqüentemente, tomados como mais eficientes, nem tampouco representa uma maneira de se expulsar do mercado setores competidores de importações e deslocados das vantagens comparativas nacionais, tomados, a princípio, como ineficientes. Pelo contrário, a abertura comercial é um processo mais amplo, com diversos fatores intervenientes, que vêm a influenciar, e mesmo alterar, seus resultados.

É importante observar que a partir da liberalização comercial alguns setores produtores de bens comercializáveis e intensivos em mão-de-obra não-qualificada demonstraram tendência de ampliação de suas atividades. Entre esses setores destacam-se a agropecuária e aqueles relacionados à transformação de alimentos. Com isso, parece que para tais setores prevaleceu, em alguma medida, a teoria de Heckscher-Ohlin. Por outro lado, ao analisarmos os setores intensivos em fatores escassos na economia brasileira, ou seja, os setores intensivos em mão-de-obra qualificada, obtivemos resultados mais significantes. Como assinalado anteriormente, excetuando-se o de farmacêutica e perfumaria, os demais setores produtores de bens comercializáveis e intensivos em mão-de-obra qualificada experimentaram declínio, tanto no que se refere ao valor da produção quanto ao valor adicionado de suas atividades. Dessa forma, para esses setores, foram aceitos os estabelecimentos das vantagens comparativas.

De acordo com os resultados obtidos e analisados, podemos apontar que a liberalização comercial brasileira propiciou, parcialmente, realocações de recursos em direção às vantagens comparativas nacionais, o que tende a permitir uma alocação mais eficiente de recursos na economia. Como já mencionado, entretanto, os resultados foram confirmados apenas parcialmente, ou seja, alguns setores produtivos apresentaram resultados diferentes daqueles que seriam esperados em decorrência da liberalização comercial. Assim sendo, percebe-se a necessidade de estudos adicionais, principalmente estudos que indiquem os impactos da liberalização comercial sobre cada setor produtivo em particular, indicando, inclusive, outros fatores intervenientes a que foram submetidos esses setores produtivos (privatização, mudanças tecnológicas, alterações na demanda, existência de programas governamentais etc.).

Ademais, a confirmação de uma maneira apenas parcial da teoria das vantagens comparativas para a liberalização comercial brasileira leva-nos a considerar que tal teoria não consegue explicar completamente o comércio exterior. Dessa maneira, a não corroboração de alguns resultados da teoria da proporção dos fatores pode ser atribuída ao comércio intra-indústria, que, por sua vez, não rivaliza com essa teoria, mas a complementa, o que confere

um maior poder de explicação do comércio exterior. Conseqüentemente, numa análise global das relações comerciais brasileiras também devem ser considerados os elementos do comércio intra-indústria, tais como as economias de escala e a diferenciação de produto, sendo que a importância desses fatores para o Brasil foi aprofundada com a criação do Mercosul. Outro ponto a ser ressaltado é que os resultados aqui obtidos referem-se à perspectiva estática da alocação intersetorial de recursos. Existem aspectos dinâmicos que devem ser analisados, os quais, no entanto, demandariam pesquisas adicionais, exigindo, inclusive, a ampliação da teoria das vantagens comparativas dinâmicas.

5 Conclusões

A estrutura de proteção construída na economia brasileira surgiu sob o pretexto da industrialização do País e foi mantida para resolver dificuldades do balanço de pagamentos. Sem dúvida alguma essa opção, que propiciou o nascimento de uma indústria nacional, também permitiu que essa indústria fosse altamente concentrada e ineficiente. Com isso, as políticas comerciais oriundas do processo de substituição de importações geraram graves distorções na economia. Nesse sentido, as redistribuições ineficientes de recursos, as falhas de competição e a deterioração do bem-estar social são alguns dos exemplos das graves distorções mencionadas acima.

Ao final dos anos oitenta e no começo dos anos noventa teve início a reforma comercial brasileira que visava reverter esse quadro. Seu principal objetivo era o desmantelamento da estrutura de proteção até então vigente no País, o que, a princípio, permitiria uma alocação mais eficiente de recursos.

Neste trabalho apresentamos a liberalização comercial brasileira, desde a descrição de seu cronograma e de suas características, para, posteriormente, passarmos a analisar seus impactos sobre a economia, particularmente no que se refere à alocação de recursos. Nesta análise buscamos avaliar quais foram os benefícios trazidos à economia brasileira com a reforma comercial. Para tanto, descrevemos as realocações de recursos originadas na redução das barreiras comerciais, e as comparamos com um indicador de vantagens comparativas calcado na qualificação da mão-de-obra, cuja construção foi parte deste trabalho.

Em relação às realocações de recursos, de acordo com o que sugerem nossos dados, a liberalização comercial conduziu a um aumento de participação na economia, em termos de valor da produção e valor adicionado, de alguns setores produtivos associados às vantagens comparativas nacionais, com destaque para o setor agropecuário e para os industriais

relacionados à transformação de alimentos. Também foi apresentada a redução da participação de outros setores comumente associados às vantagens comparativas nacionais. Por outro lado, os setores produtivos domésticos, deslocados das vantagens comparativas nacionais, em sua maioria, apresentaram declínio de suas atividades em relação aos demais setores produtivos. Esses resultados sugerem, em alguma medida, a aplicabilidade da teoria das vantagens comparativas, o que implica a necessidade do aprofundamento de estudos acerca da alocação de recursos na economia brasileira.

Em decorrência da análise das possíveis realocações de recursos na economia brasileira provenientes da liberalização comercial foi obtido outro resultado significativo. Esse resultado surgiu a partir da construção do indicador de vantagens comparativas com base na qualificação da mão-de-obra. Os dados deste indicador apontaram significativas modificações no padrão de qualificação da mão-de-obra brasileira. Foi verificada uma crescente ampliação no grau de instrução e, conseqüentemente, da qualificação da mão-de-obra brasileira, na maioria dos setores produtivos analisados, o que nos fornece um indicativo da reestruturação produtiva que vem ocorrendo no País. Nesse sentido, importa observar que esses resultados acerca do aumento da qualificação da mão-de-obra brasileira podem também ter origem na própria liberalização comercial que, ao ampliar os níveis de competição no sistema econômico, impele seus agentes a se tornarem mais aptos para fazerem frente aos novos níveis de exigência e de concorrência demandados pelo mercado.

Referências bibliográficas

- Azevedo, André Filipe Z.; Portugal, Marcelo S. *Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações*. Texto para Discussão nº 97/05. Porto Alegre: EPGE-UFRGS, 1997
- Baldwin, R. E. Determinants of the commodity structure of U.S. trade. *The American Economic Review* 61, p. 126-146, 1971.
- Barrantes Hidalgo, Álvaro. Intensidade fatorias na economia brasileira: novo teste empírico do teorema de Heckscher-Ohlin. *Revista Brasileira de Economia* 39, p. 27-55, 1985.
- Barros, Ricardo Paes de; Cruz, Luiz Eduardo; Foguel, Miguel, Mendonça, Rosane. *O impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. Mimeografado.
- Baumann, Renato; Rivero, Josefina; Zavattiero, Yohana. As tarifas de importação no Plano Real. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 27, p. 541-586, 1997.

- Cardoso Jr., José Celso. *Geração e apropriação de valor adicionado na economia brasileira: um estudo da dinâmica distributiva no período 1990/1996*. Texto de Discussão nº 733. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- Costa Filho, Carlos R. Pio da. Liberalização do comércio: padrões de interação entre elites burocráticas e atores sociais. In: Diniz, Eli; Azevedo, S., *Reforma do estado e democracia no Brasil*. Brasília: EDUnB/ENAP, 1997
- Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Matriz das relações intersetoriais: Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1979
- _____. *Contas regionais do Brasil 1985-1997* Contas Nacionais nº 3. Rio de Janeiro: IBGE, 1999.
- Keesing, D. B. Labor skills and international trade: evaluating many trade flows with a single measure device. *Review of Economics Statistics* 47, p. 287-294, 1965.
- _____. Labor skills and comparative advantage. *The American Economic Review* 56, p. 249-258, 1966.
- _____. Labor skill and the structure of trade in manufactures. In: Kenen, Peter; Lawrence, R. (eds.), *The open economy: essays on international trade and finance*. New York: Columbia University Press, 1968.
- Johnson, Harry G. Tariffs and economic development: some theoretical issues. *Journal of Development Studies* 1, p. 3-30, 1964.
- Kume, Honório. *A política de importação recente e a reforma tarifária*. 1990. Tese (Doutorado). FEA/USP. São Paulo.
- _____. *A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva*. Texto para Discussão nº 423. Rio de Janeiro: IPEA, 1996.
- Leontief, Wassily. Factor proportions and the structure of American trade: further theoretical and empirical analysis. *Reviews of Economic Statistics* 38, p. 386-407. 1956.
- Machado, Danniell Lafetá. *A qualificação da mão-de-obra no comércio internacional brasileiro: um teste de Heckscher-Ohlin*. 20º Prêmio BNDES de Economia. Rio de Janeiro: BNDES, 1997.

Moreira, Maurício Mesquita; Correa, Paulo Guilherme. *Abertura comercial e indústria: o que se pode esperar e o que se vem obtendo*. Texto para Discussão nº 49 Rio de Janeiro: BNDES, 1996.

Paula Pinto, Maurício Barata de (coord.) e outros. *O custo dos recursos domésticos e a competitividade da agricultura brasileira*. Estudos de Política Agrícola nº 27 Brasília: IPEA, 1994.

Pinheiro, Armando Castelar; Almeida, Guilherme Bacha. *Padrões setoriais da proteção na economia brasileira*. Texto para Discussão nº 355. Rio de Janeiro: IPEA, 1994.

Soares, Fernando A. R. *A liberalização comercial e seus impactos alocativos na economia brasileira*. 2000. Dissertação (Mestrado) Universidade de Brasília. Brasília.

Núcleo da inflação: análise comparativa dos métodos “média aparada” e “exclusão prévia” aplicados a dados mensais desagregados

Vera Lucia Fava[§]
Heron Carlos Esvael do Carmo[§]

RESUMO

Discute-se neste artigo alguns métodos utilizados para estimar o *core* ou núcleo da inflação, tema que tem despertado crescente interesse após a adoção da política de metas inflacionárias no Brasil e em diversos outros países. Os métodos da “exclusão prévia” e da “média aparada” são aplicados aos dados desagregados do IPC-Fipe, para o período de janeiro de 1975 a dezembro de 2000. Os resultados obtidos indicam que o método da média aparada leva à subestimação do IPC no longo prazo, qualquer que seja o ambiente inflacionário considerado. O método da exclusão prévia é um indicador adequado da tendência da inflação apenas no período dos congelamentos de preços. Conclui-se que a autoridade monetária brasileira não deve adotar nenhuma dessas medidas de núcleo como meta da inflação.

Palavras-chave: núcleo da inflação, média aparada, método da exclusão prévia.

ABSTRACT

This article wishes to discuss some methods that are used to estimate core inflation. Since the Brazilian inflation target policy was adopted, as well as in other countries, core inflation has arisen as a major issue. The “previous exclusion of items” and trimmed mean methods are applied to disaggregated data of IPC-FIPE, from January-1975 through December-2000. Results show that the trimmed mean method underestimates IPC-FIPE in the long term, no matter the inflation trend. The previous exclusion of items method is a suitable indicator of the inflation trend only in the period of prices “freezing”. It is concluded that Brazilian Monetary Authorities should not adopt those core inflation measures as inflation target.

Key words: core inflation, trimmed mean, previous exclusion of items method.

JEL classification: C43, E31, E52.

§ Professores do Departamento de Economia da FEA/USP.

Recebido em agosto de 2001. Aceito em janeiro de 2002.

1 Introdução

Embora já marcasse presença na literatura econômica, o tema *core inflation* ou **núcleo da inflação** ganhou destaque nos anos noventa. Isto se deveu provavelmente à adoção da política de metas de inflação por parte de vários países, o primeiro dos quais foi a Nova Zelândia. Em 1999, o Brasil também passou a integrar esse grupo.

Ao adotar o regime de metas de inflação, um país depara-se inicialmente com o problema da mensuração da inflação. A rigor, nenhum país consegue calcular o índice de inflação. O que se calcula, na prática, são índices de preços específicos a certos segmentos da economia (setores, regiões, classes de renda etc.). Dadas as peculiaridades metodológicas de cada um, esses índices podem ter comportamentos muito distintos entre si, não só no curto prazo como também no médio e longo prazos. Pode-se citar como exemplo as seguintes variações de preços no ano 2000, referentes a alguns índices calculados no Brasil: 4,4% para o IPC-Fipe, 6,0% para o IPCA, 9,8% para o IGP-DI e 12,1% para o IPA-DI. Qual deles deve ser escolhido como referência para a meta de inflação?

Quase todos os países que optaram pela política de metas de inflação elegeram o índice de preços ao consumidor (IPC) como o indicador do fenômeno inflacionário. Scott (1998) atribui essa escolha a fatores teóricos e práticos. Ele argumenta que, como a principal preocupação da política monetária é a maximização do bem-estar dos indivíduos, o índice de preços a ser adotado como meta deve ser o que mais se aproxima do conceito de custo de vida. Adicionalmente, como um dos principais custos da inflação é a incerteza sobre os preços futuros, a melhor forma de minimizá-la é por meio da estabilização do IPC, pois este é o índice que afeta o maior número de pessoas. Como último motivo teórico aponta o fato de que as expectativas sobre a inflação costumam ser formadas com base no índice de preços ao consumidor. A justificativa prática para a adoção do IPC como meta é que este índice é geralmente o que apresenta melhor qualidade.

Feita a escolha do índice de preços representativo da inflação, resta definir se será utilizado o índice “cheio” ou o seu *core*. Surge então a necessidade de obter uma medida do **núcleo** da inflação. Este propósito esbarra em uma primeira dificuldade, que é conceituar precisamente núcleo. Constata-se, consultando-se a literatura econômica sobre o assunto, que não há uma definição consensual de *core inflation*¹, do que se dispõe, a bem da verdade, é de algumas aproximações. Os contornos da questão, conforme já apontado por Picchetti e Toledo

1 Ver, por exemplo, Eckstein (1981), Quah e Vahey (1995) e Delfim Netto (1999).

(2000), foram apropriadamente delineados no artigo de Delfim Netto (1999), que considera, em síntese, como propriedade desejável de um *core*, a de permitir distinguir perturbações passageiras atribuídas a quebras de safras, aumentos de preços administrados e impostos, por exemplo, de perturbações explicadas por pressões estruturais de oferta e procura. As primeiras alteram preços relativos, mas não produzem um processo inflacionário, enquanto o efeito de pressões estruturais, que podem ser afetadas pela política monetária, é cumulativo.

Um outro problema é o de obter estimativas de indicadores do núcleo da inflação a partir de informações disponíveis.

Os procedimentos mais ágeis de obtenção dessas estimativas são aqueles que tomam por referência informações desagregadas de IPCs mensais, como os utilizados pelos dois métodos analisados neste artigo: médias aparadas e exclusão prévia. Para obter estimativas do núcleo, esses procedimentos consideram as distribuições de taxas de variação dos preços, a cada período, devidamente ponderadas pela importância de cada item ou subitem em um orçamento de referência. Apesar disto parecer uma restrição, a evolução temporal das taxas de variação de cada componente de um IPC é afetada por choques de efeito temporário, pressões estruturais de oferta e demanda e eventuais esquemas de administração de preços e indexação. As duas metodologias buscam eliminar choques temporários e reajustes de preços administrados, inclusive alguns com cláusula de indexação, mas os efeitos de propagação desses choques podem afetar a distribuição de taxas de variação nos períodos subsequentes e as respectivas estimativas do núcleo.

Há vários procedimentos para mensurar o núcleo da inflação; a decisão sobre qual medida adotar costuma levar em conta algumas propriedades desejáveis. Também quanto a este aspecto não existe unanimidade. Considera-se, neste trabalho, que uma medida de núcleo da inflação deve:²

1. Ser computável no mesmo instante de tempo que o índice cheio está sendo gerado, ou seja, seu cálculo não deve requerer informações futuras.
2. Ser invariante no tempo, ou seja, o valor do núcleo no instante t não deve mudar quando informações posteriores se tornarem conhecidas.

2 Outras propriedades podem ser encontradas em Roger (1997, 1998) e Wynne (1999).

3. Ser facilmente compreensível pelo público.
4. Poder ser calculada também por outras instituições, pesquisadores etc., de forma que seu valor pode ser checado pela sociedade.
5. Ter tendência igual à do índice cheio de forma tal que não subestime nem superestime sistematicamente o índice de preços de origem.
6. Apresentar variância inferior à do índice cheio, indicando que as oscilações de curto prazo em torno da tendência, provocadas por choques de efeito transitório, foram adequadamente captadas.

Implícita nas propriedades 2 a 5 está um aspecto de grande relevância, qual seja, a credibilidade do indicador do núcleo da inflação.

As alternativas para mensurar o **núcleo** podem ser classificadas em dois grupos: os métodos baseados em modelos e os que não fazem uso da modelagem econométrica.

Os métodos baseados em modelos econométricos, que não serão utilizados neste artigo, não apresentam a propriedade 2, pois a instabilidade temporal dos parâmetros estimados, decorrente do acréscimo de novas observações, fará com que o núcleo estimado para um determinado mês venha a ser seguidamente alterado.³ O instrumental econométrico necessário não é trivial, o que pode comprometer as propriedades 3 e 4.

Dois procedimentos não baseados em modelos serão avaliados neste trabalho. Eles apresentam a vantagem de serem mais ágeis na obtenção das estimativas de núcleo por tomarem por base informações desagregadas de IPCs mensais. Para obter estimativas do núcleo, esses métodos consideram as distribuições de taxas de variação dos preços, a cada período, devidamente ponderadas pela importância de cada item ou subitem em um orçamento de referência. Apesar disto parecer uma restrição, a evolução temporal das taxas de variação de cada componente de um IPC é afetada por choques de efeito temporário, pressões estruturais de oferta e demanda e eventuais esquemas de administração de preços e indexação. As duas metodologias buscam eliminar choques temporários e reajustes de preços administrados, inclusive alguns com cláusula de indexação, mas os efeitos de propagação

3 Aplicações de métodos baseados em modelos podem ser encontradas em Cogley (1998), Picchetti e Toledo (2000) e Quah e Vahey (1995).

desses choques podem afetar a distribuição de taxas de variação nos períodos subsequentes e as respectivas estimativas do núcleo.

Um dos métodos analisados neste artigo consiste em excluir permanentemente do índice alguns componentes cujas variações de preços são mais voláteis. Este procedimento será aqui denominado método da “exclusão prévia”. A maior volatilidade observada para alguns componentes estaria associada a choques transitórios e, portanto, ao desconsiderar esses componentes, resultaria uma medida do *core*. A seleção dos componentes a serem excluídos é feita com base na observação do funcionamento dos mercados ao longo do tempo. Os alimentos são um exemplo típico desses componentes, em particular, os produtos *in natura* cujos preços apresentam comportamento fortemente sazonal, além de serem mais sujeitos a choques de oferta. O método da exclusão prévia é empregado por todos os países que trabalham com metas de inflação, exceção feita ao Brasil que adota o IPCA “cheio”. Esta forma de medir o *core* é geralmente criticada pelo fato de desconsiderar a possível existência de outros focos de choques transitórios que, uma vez não excluídos, deturpariam a medida do **núcleo** da inflação.

Bryan e Cecchetti (1994) propõem como “solução” para esta deficiência o método da “média aparada”. Trata-se de um procedimento eminentemente estatístico, que consiste em excluir do índice os componentes cujos preços apresentarem, a cada mês, as maiores variações em módulo. O argumento estatístico para tal prática é o seguinte: tendo em vista que a distribuição das taxas de variação dos preços costuma ser assimétrica e leptocúrtica, a tendência central da distribuição é mais adequadamente estimada pela média aparada.

A justificativa teórica é dada pelo modelo de Ball e Mankiw (1995), que utiliza a abordagem do *menu cost*. A suposta vantagem deste procedimento em relação ao método da exclusão prévia é, segundo Bryan e Cecchetti, que com o método da média aparada todos os choques transitórios estariam sendo eliminados do índice e o resultado seria a correta medida do *core*. Ou seja, de acordo com os autores, todas as variações de preços que se encontram nas caudas da distribuição são necessariamente transitórias. Esta interpretação é correta dentro dos limites estabelecidos pelo modelo de Ball e Mankiw. Ocorre que este modelo é construído sobre hipóteses bastante simplificadoras e, o mais importante, é um modelo estático. Portanto, a formação de expectativas, que é um ponto de grande relevância quando se discute persistência dos choques aleatórios, é inteiramente desconsiderada. Se, por exemplo, choques ocorridos de forma localizada em alguns setores, em um dado mês, redundarem em aumento do índice de preços nesse mês e levarem os agentes a preverem aumentos de preços em outros setores, devem eles ser excluídos do *core*? Pelo método da média aparada, eles fatalmente o serão. Não bastasse isso, se esses choques induzirem a aumentos em outros

setores no mês subsequente, também estes estarão sujeitos a serem eliminados do *core*. Portanto, um choque pode ser transitório em relação a um setor específico, mas seu efeito pode se disseminar para outros setores, tornando-o permanente em relação à inflação.

O que se pode concluir é que enquanto o método da exclusão prévia é mais suscetível a falhar pela falta de corte, o método da média aparada é mais suscetível a falhar pelo excesso. Na base dos problemas apontados nos dois casos está a grande dificuldade em saber se um choque terá efeito transitório ou permanente sobre a inflação.

Esta dificuldade pode aumentar ainda mais quando se observa que os usuários desses métodos costumam decidir “o que” (método da exclusão prévia) ou “quanto” (método da média aparada) excluir tomando por base itens que são agregados de produtos e/ou serviços que compõem os índices de preços. Esses itens seguem tradicionalmente a classificação por tipo ou finalidade de uso dos bens e serviços. Por exemplo, a última classificação do IPCA-IBGE, implantada juntamente com a atualização da estrutura de ponderação em agosto de 1999, é baseada na finalidade de uso proposta pela ONU e OCDE (Eurostat) em 1998.

O problema com essa prática é que apesar de estarem associados à mesma finalidade de uso, os itens que compõem um determinado grupo não estão necessariamente submetidos às mesmas regras de formação dos preços ou às mesmas fontes de choques aleatórios. Um exemplo disto é o item Farinha, Féculas e Massas do IPC-Fipe, que é constituído por artigos como a Farinha de Trigo e o Macarrão, em que o primeiro é um insumo na produção do segundo. Alguns itens agregam serviços e produtos, como é o caso do item Recreação do IPC-FIPE, que inclui produtos como os Brinquedos e serviços como Teatro. Analisando-se a classificação adotada pelo IPCA-IBGE, a combinação, no mesmo item, de artigos com diferentes graus de processamento e de produtos e serviços é mais disseminada do que no IPC-Fipe.

Enfim, o dado referente ao item agrega todos os choques sofridos por seus componentes, o que dificulta a identificação dos focos de choques e a análise da persistência destes. Além disso, o valor do **núcleo** da inflação variará em função do sistema de classificação e do nível de agregação adotado, ou seja, sempre é possível operar, mesmo assumindo a finalidade de uso como princípio, com sistemas com número variado de itens. Parece, portanto, mais adequado trabalhar com o maior nível de desagregação possível.

Tanto o método da exclusão prévia quanto o da média aparada apresentam as propriedades 1 a 4. A verificação das duas últimas propriedades requer a aplicação efetiva desses métodos a uma base de dados. Isto será feito nas duas próximas seções, tomando por base os preços do IPC-Fipe.

A série do IPC-Fipe considerada neste estudo estende-se de janeiro de 1975 a dezembro de 2000. Tendo em vista as alterações na dinâmica da inflação durante esse período de tempo, ele será dividido em três partes: *i*) janeiro de 1975 a fevereiro de 1986, ou seja, o período anterior aos congelamentos de preços; *ii*) março de 1986 a junho de 1994, período que abrange os planos de estabilização do Cruzado ao Collor II; *iii*) julho de 1994 a dezembro de 2000, etapa iniciada com o plano Real. É, assim, possível avaliar como as duas medidas de *core* se comportam em diferentes ambientes inflacionários.

O nível de desagregação adotado é o maior possível, ou seja, trabalha-se com os produtos e serviços conforme comercializados no mercado. Por exemplo, não é considerado o agregado “frutas” e sim cada tipo de fruta que o compõe. O número de itens do IPC-Fipe aumentou a cada nova pesquisa de orçamentos familiares (POF) realizada: são 248 componentes para 1975/84, 272 para 1985/93, 344 para 1994/99 e 505 para o ano 2000. Seguindo as POFs, quatro estruturas de ponderação são utilizadas.

Embora o IPC-Fipe seja um índice geométrico (IG), é também analisado o índice aritmético (IA) com o intuito de avaliar a eventual influência da fórmula de cálculo do índice de preços sobre a média aparada. As fórmulas desses índices são as seguintes:

$$IG_t = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right)^{w_j^i}$$

$$IA_t = \sum_{i=1}^n \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} w_j^i$$

onde p_t^i é o preço do item i no mês t , w_j^i é o peso do item i dado pela POF j e n é o número de itens que compõem o índice de preços no mês t .

2 O IPC-Fipe “aparado”

Tendo em vista que o argumento estatístico para a aplicação do método da média aparada é a assimetria da distribuição das taxas de variação dos preços, verificou-se inicialmente qual é o comportamento dos dados do IPC-Fipe no que diz respeito a este aspecto. O teste de assimetria aplicado levou aos resultados contidos na Tabela 1. Dos 312 meses que compõem o período de janeiro de 1975 a dezembro de 2000, 291, ou seja, 93% apresentaram

distribuição assimétrica no caso da fórmula aritmética. Esse porcentual pouco se alterou quando se analisou os três períodos individualmente. É importante ressaltar que a assimetria foi predominantemente positiva nos três períodos, embora em menor grau no pós-Real. Como era de se esperar, quando se adotou o índice geométrico a porcentagem de meses com distribuição assimétrica diminuiu. Reduziu-se também a porcentagem de casos de assimetria positiva, que mesmo assim continuou bastante elevada nos dois primeiros períodos. No período mais recente a redução foi mais significativa: 53% das assimetrias eram positivas.

Tabela 1
Resultados do Teste de Assimetria

Período	Índice Aritmético			Índice Geométrico		
	Distribuição Assimétrica		Ass. Positiva	Distribuição Assimétrica		Ass. Positiva
	nº de meses	%	%	nº de meses	%	%
1975:01-1986:02	126	94	95	125	93	83
1986:03-1994:06	91	91	99	83	83	82
1994:07-2000:12	74	95	74	68	87	53
1975:01-2000:12	291	93	91	276	88	75

Obs.: O teste aplicado é dado por $A = n[S^3]^2 / 6 \sim \chi_1^2$, onde S^3 é o coeficiente de assimetria. O nível de significância adotado foi de 5%.

Uma vez constatada a assimetria da distribuição das taxas de variação dos preços, procedeu-se ao cálculo do núcleo da inflação de acordo com o método da média aparada. Foram feitos cortes de 5%, 10%, 15%, 20% e 25% em cada cauda da distribuição.⁴ Os índices de preços resultantes serão referidos, respectivamente, como núcleo5, núcleo10, núcleo15, núcleo20 e núcleo25.

Os índices médios obtidos para cada período e os correspondentes desvios padrões podem ser observados na Tabela 2. O objetivo de se obter um índice de preços menos sujeito a oscilações do que o índice cheio (propriedade 6) é atingido pelo método da média aparada e nem poderia ser de outra forma, uma vez que os extremos da distribuição ou *outliers* são excluídos do cálculo do índice. E, obviamente, quanto maior o corte, menor a variância. Por exemplo, no período dos congelamentos de preços, que apresentou a maior volatilidade das taxas de inflação, o desvio padrão médio do IPC-Fipe aritmético foi 13,99%; o corte de 5% na distribuição reduziu este valor para 7,85%, com o corte de 25%, o desvio padrão ficou mais de 10 pontos percentuais abaixo do referente ao índice cheio.

4 Todos os cálculos e testes levaram em conta o peso de cada item do IPC-Fipe no mês de referência do índice.

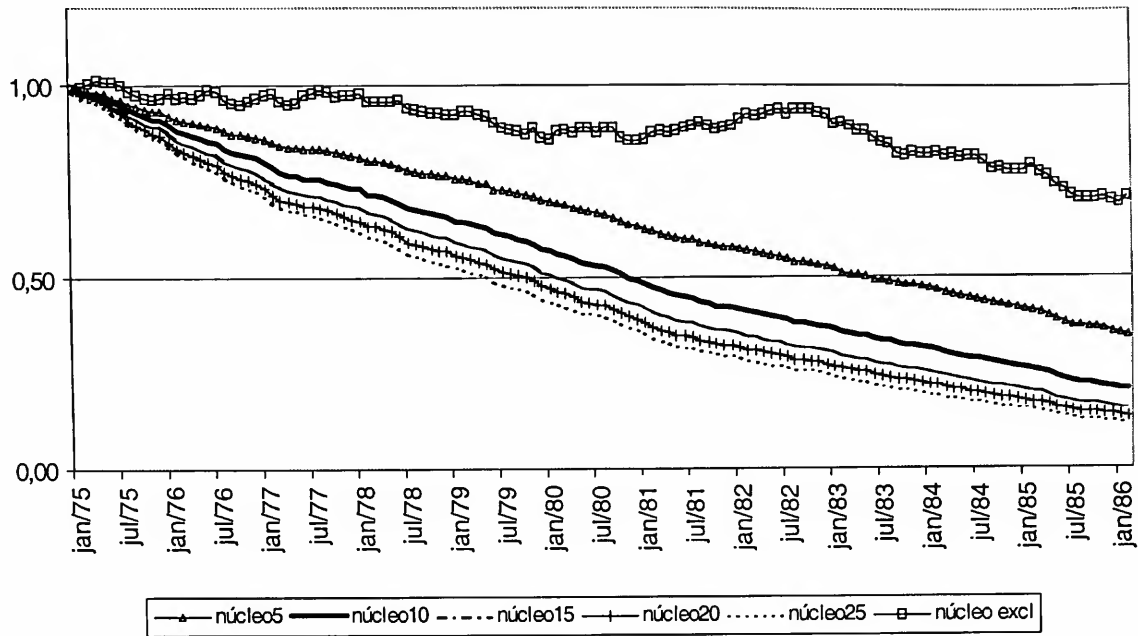
Tabela 2
Valores Médios dos Índices de Preços e dos Desvios Padrões Segundo os Períodos

Estatística	Índice Aritmético			Índice Geométrico		
	1975:01- 1986:02	1986:03- 1994:06	1994:07- 2000:12	1975:01- 1986:02	1986:03- 1994:06	1994:07- 2000:12
Índice						
IPC-Fipe	5,74	22,86	0,91	5,41	22,08	0,82
núcleo5	4,89	21,72	0,67	4,78	21,42	0,65
núcleo10	4,48	21,53	0,60	4,41	21,34	0,59
núcleo15	4,27	21,34	0,53	4,23	21,21	0,52
núcleo20	4,15	21,18	0,47	4,12	21,09	0,46
núcleo25	4,05	21,04	0,42	4,03	20,99	0,42
núcleo-excl	5,46	22,94	0,90	5,33	22,48	0,87
Desvio padrão						
IPC-Fipe	8,46	13,99	4,15	7,73	10,71	4,05
núcleo5	4,64	7,85	1,84	4,38	6,53	1,82
núcleo10	3,55	6,21	1,32	3,39	5,17	1,31
núcleo15	2,87	5,03	0,97	2,76	4,19	0,96
núcleo20	2,32	4,04	0,72	2,23	3,35	0,71
núcleo25	1,85	3,20	0,56	1,78	2,65	0,56
núcleo-excl	5,14	9,84	2,14	4,69	7,95	2,13

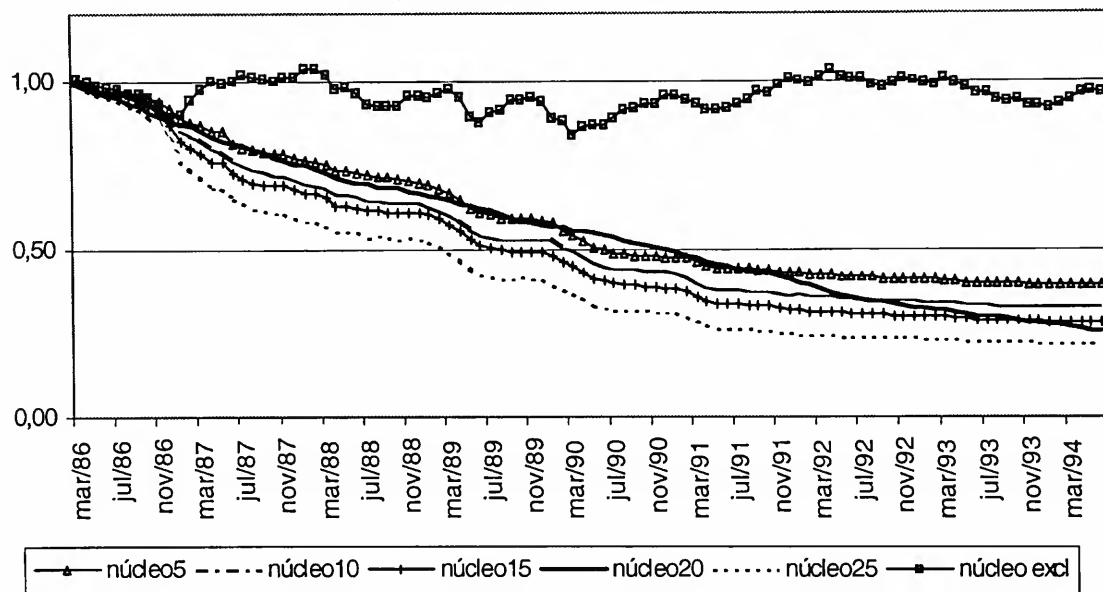
Mas, além de diminuir a variância, a média aparada reduziu também, de forma sistemática e significativa, o valor médio do índice. E este não é um resultado desejável. Para avaliar a real dimensão dessa redução, as taxas mensais dos índices aparados foram acumuladas e comparadas aos valores correspondentes calculados para o índice cheio. Os Gráficos 1 e 2 mostram, mês a mês, a razão entre o núcleo acumulado e o IPC-Fipe acumulado. Constatou-se que essa razão decresce de forma quase sistemática ao longo do tempo. A redução acumulada no final de cada período é muito expressiva, conforme revelam os dados da Tabela 3. No primeiro período, que é também o mais longo, ocorre a maior redução, tanto em termos absolutos quanto relativos. No final desse período, o núcleo5 acumulado equivale a apenas 35% do IPC aritmético acumulado; para o núcleo25, o valor correspondente é 12%. Mesmo considerando o caso de menor diferença entre os acumulados, qual seja, o IPC geométrico no período 1994:07-2000:12, persiste a razão inferior à unidade: o núcleo5 corresponde a 88% do índice cheio no final do período e o núcleo25 a 74%.

Gráfico 1 Núcleo Acumulado/IPC-Fipe Acumulado – Índice Aritmético

a) 1975:01 - 1986:02



a) 1986:03 - 1994:06



a) 1994:07 - 2000:12

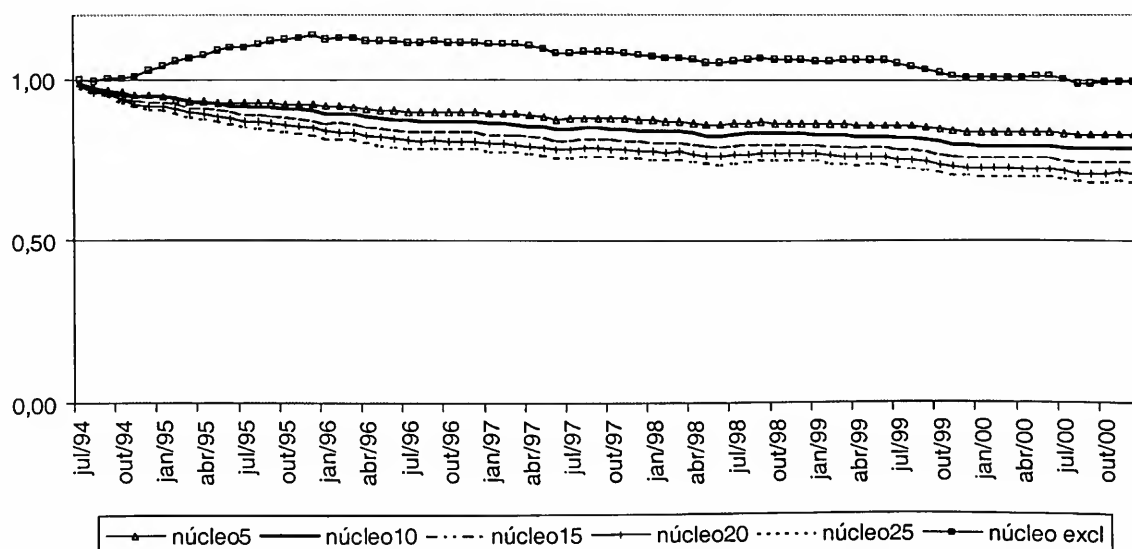
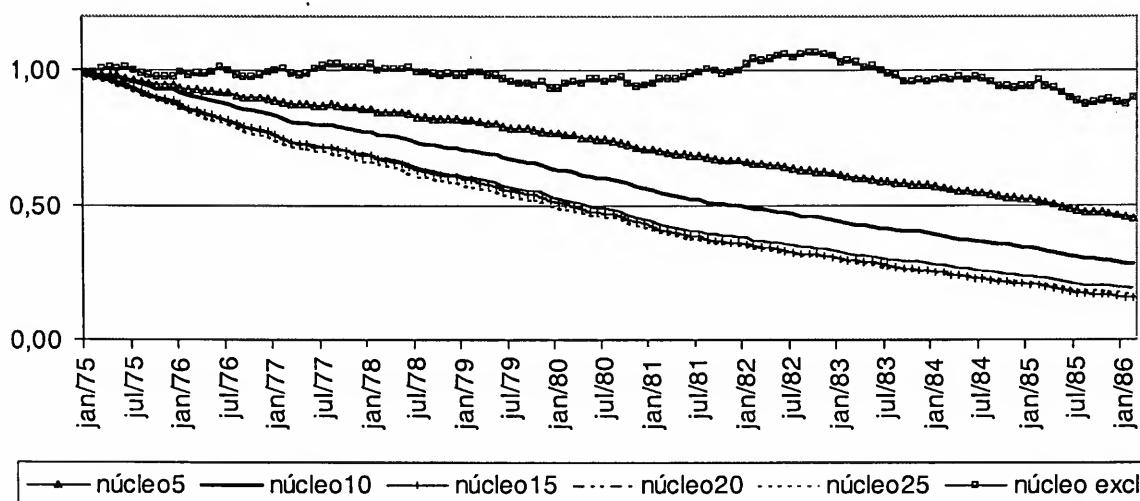
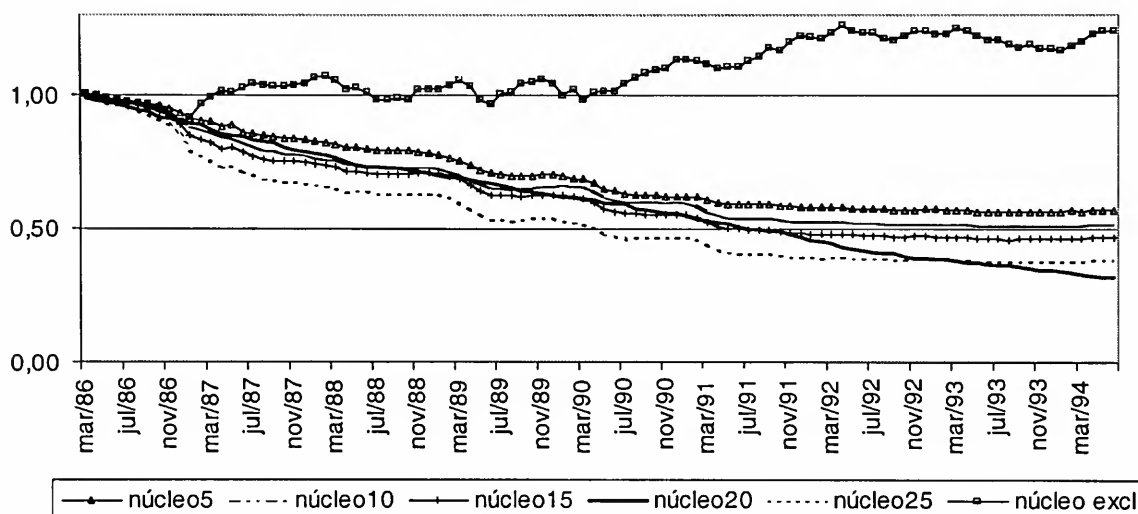


Gráfico 2
Núcleo Acumulado/IPC-Fipe Acumulado – Índice Geométrico

a) 1975:01 - 1986:02



a) 1986:03 - 1994:06



a) 1994:07 - 2000:12

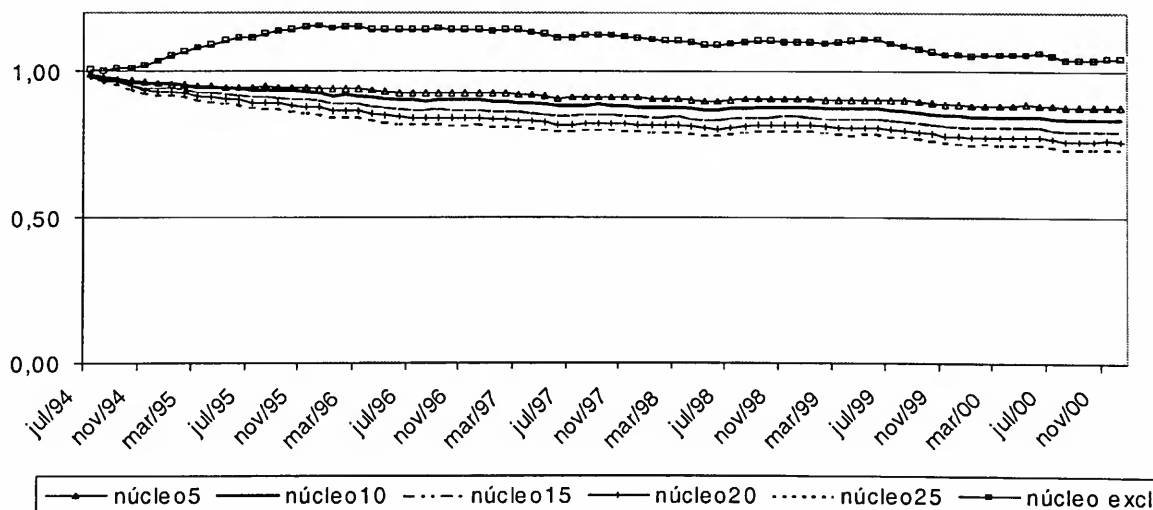


Tabela 3
Núcleo Acumulado/IPC-Fipe Acumulado no Final do Período

núcleo	Índice Aritmético			Índice Geométrico		
	1975:01- 1986:02	1986:03- 1994:06	1994:07- 2000:12	1975:01- 1986:02	1986:03- 1994:06	1994:07- 2000:12
núcleo5	0,35	0,39	0,83	0,45	0,57	0,88
núcleo10	0,20	0,33	0,79	0,28	0,52	0,84
núcleo15	0,16	0,28	0,75	0,22	0,47	0,80
núcleo20	0,13	0,24	0,71	0,19	0,42	0,76
núcleo25	0,12	0,22	0,69	0,17	0,38	0,74
núcleo-excl	0,71	0,96	0,99	0,90	1,24	1,04

Pode-se, então, afirmar que, pelo menos no caso do IPC-Fipe, a média aparada, ao invés de captar o **núcleo**, reflete a **borda** do índice. Portanto, no caso analisado, o método da média aparada não atende à propriedade 5.

A principal causa da subestimação do IPC é, evidentemente, a predominância de assimetria positiva. Uma forma óbvia de contornar esse problema seria a aplicação de cortes assimétricos: aparar proporcionalmente menos a cauda superior da distribuição.⁵ Do ponto de vista prático, essa não é bem uma solução. Se já é difícil definir a porcentagem “ótima” para o corte simétrico, mais complicado ainda será estabelecer os valores de corte assimétrico. A dificuldade não diz respeito ao aspecto operacional de definição dos cortes, mas sim à transparência e credibilidade da medida de núcleo. Isto porque, em primeiro lugar, os procedimentos utilizados para definir os cortes “mais adequados” requerem um *benchmark*, ou seja, uma estimativa do núcleo da inflação. Os usuários desse procedimento partem do pressuposto de que seu *benchmark* reflete adequadamente o *core*. Mas como esta é uma variável não observável, é impossível saber se o pressuposto está correto. Além disso, não existe uma única forma de calcular a estimativa do núcleo. Se, por exemplo, se optar pela média móvel, quantos meses deverão ser utilizados? A média será centrada ou não? Enfim, poderão existir vários *benchmarks* e, conseqüentemente, várias porcentagens “ótimas” de corte.⁶ Por qual delas a autoridade monetária deverá optar?

5 Esta é a sugestão de Bryan e Cecchetti (2001) para o caso brasileiro.

6 O mesmo problema ocorre com os métodos baseados em modelos que buscam estimar uma tendência comum dos componentes do índice de preços. Nesse caso, o *benchmark* variará em função do nível de agregação dos componentes e a forma funcional adotados.

Há ainda outro complicador no caso do corte assimétrico. A rigor, para evitar a subestimação ou superestimação do núcleo da inflação, os valores de corte deveriam variar mês a mês, de acordo com o grau de assimetria da distribuição, a menos que este fosse razoavelmente invariante no tempo. Mas, pelo que se observa no caso do IPC-Fipe, os coeficientes de assimetria têm oscilado muito. A título de ilustração, no período pós-Real os coeficientes de assimetria positiva variaram de 0,42 a 7,98. Esse comportamento do IPC-Fipe reflete, muito provavelmente, o que acontece com outros índices de preços brasileiros, já que a realidade econômica é a mesma. Volta-se, portanto, ao ponto anterior: embora seja operacionalmente viável definir cortes assimétricos variáveis a cada mês, tal prática pode comprometer a credibilidade do indicador do núcleo da inflação.

Uma forma alternativa de evidenciar a subestimação do núcleo do IPC-Fipe pelo método da média aparada é propiciada pela análise de cointegração. Se o *core* da inflação estiver bem estimado, espera-se que ele cointegre com o índice de preços correspondente. E mais: o modelo que indicar cointegração não pode conter termos deterministas e o vetor cointegrante deve ser $[1 \ -1]$.

A aplicação do procedimento de Johansen (1988, 1995) aos dados do IPC-Fipe e das estimativas de seu núcleo obtidas pelo método da média aparada levou aos resultados contidos nas Tabelas 4 e 5. O procedimento foi aplicado apenas aos dois primeiros períodos, pois no pós-Real a existência de raiz unitária foi rejeitada pelos testes de Dickey e Pantula (1987) e Dickey e Fuller (1979, 1981).⁷

A existência de um vetor de cointegração entre o IPC-Fipe e o núcleo⁵ não foi rejeitada para o período 1975:01-1986:02, mas o coeficiente de ajustamento significativamente diferente de zero é referente ao núcleo. Esse resultado é inconsistente, pois o que se espera é que o índice cheio responda aos desequilíbrios de curto prazo e não o núcleo que seria, por definição, o indicador de tendência a ser seguido pelo índice cheio.

7 Os resultados dos testes de raízes unitárias podem ser solicitados aos autores.

Tabela 4
Resultados do Teste de Cointegração - Estatística do Traço

Ho: p vetores de cointegração	Núcleo 5	Núcleo10	Núcleo15	Núcleo20	Núcleo25
Índice aritmético					
1975:01-1986:02					
$p = 0$	19,39**	13,31*	11,22	10,31	9,39
$p \leq 1$	3,06	2,86	2,53	2,59	2,35
1986:03-1994:06					
$p = 0$	11,86	12,53*	10,61	10,65	10,79
$p \leq 1$	0,29	0,80	0,23	0,18	0,62
Índice geométrico					
1975:01-1986:02					
$p = 0$	20,52**	10,66	8,94	8,33	7,71
$p \leq 1$	2,86	2,39	1,63	1,70	1,31
1986:03-1994:06					
$p = 0$	10,90	12,30	12,39	12,66*	11,71
$p \leq 1$	0,29	0,36	0,54	0,45	0,58

Obs.: ** (*) indica valor significativo a 1% (5%). Os valores críticos adotados são de Osterwald-Lenum (1992).

O número de defasagens foi definido com base nos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn e na significância conjunta dos coeficientes associados à maior defasagem presente no modelo.

Tabela 5
Coefficientes de Ajustamento

	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06
Índice aritmético		
IPC-Fipe núcleo5	0,55	
	1,05*	
IPC-Fipe núcleo10	0,20	-0,10
	0,52	0,21
Índice geométrico		
IPC-Fipe núcleo5	0,77	
	1,34*	
IPC-Fipe núcleo20		0,74
		1,13

Obs.: * indica valor significativo a 5%; foi aplicado o teste χ^2

Nos demais casos em que se observou cointegração - IPC aritmético e núcleo10 nos dois períodos e IPC geométrico e núcleo20 no segundo período - a hipótese de um vetor cointegrante só não foi rejeitada ao nível de significância de 5% e os testes aplicados aos coeficientes de ajustamento levaram à conclusão de que estes não são significantes.

No que diz respeito ao período pós-Real, como as séries são estacionárias, foram estimadas regressões lineares tendo como variável dependente o IPC-Fipe e como variável explicativa o núcleo. O importante agora é que a constante do modelo deve ser igual a zero. Os resultados que se encontram na Tabela 6 indicam exatamente o contrário: todas as constantes estimadas são estatisticamente maiores do que zero, indicando uma vez mais que as medidas de núcleo encontram-se sistematicamente abaixo do IPC-Fipe.

Tabela 6
Modelos de Regressão Linear para o Período 1994:07 - 2000:12
Variável Dependente: IPC-Fipe

variável explicativa	Núcleo 5	Núcleo10	Núcleo15	Núcleo20	Núcleo25
Índice aritmético					
constante	0,16**	0,16**	0,20**	0,16**	0,18**
núcleo	1,12**	1,26**	1,31**	1,49**	1,59**
MA(1)	0,47**	0,35**	0,28*	0,30**	0,30**
R ²	0,95	0,94	0,91	0,90	0,88
Índice geométrico					
constante	0,11**	0,10**	0,14**	0,12**	0,13**
núcleo	1,10**	1,22**	1,29**	1,42**	1,54**
MA(1)	0,45**	0,34**	0,29**	0,29**	0,34**
R ²	0,95	0,94	0,92	0,90	0,88

Obs.: ** (*) indica valor significativa a 1% (5%). Foi necessária a inclusão de uma equação para a variância condicional - GARCH(1,1) - nos modelos que envolvem o núcleo20 e o núcleo25.

Como o propósito do artigo é comparar resultados da aplicação de dois métodos para as séries desagregadas em nível de subitem do IPC-Fipe, é interessante analisar que subitens foram mais sujeitos a corte em cada um dos períodos de referência. Como o objetivo é apresentar uma síntese dos resultados, a análise se referirá aos componentes do IPC excluídos pelo corte de 20% em cada cauda da distribuição. Como o número de subitens entre os períodos analisados variou de 292, entre janeiro de 1975 e fevereiro de 1986, para 505, entre janeiro e dezembro de 2000, estes foram agrupados em sete categorias, sendo quatro referentes a produtos e três referentes a serviços. Com essa classificação objetiva-se verificar

a incidência de corte de acordo com as características do processo de formação de preços dos artigos e serviços componentes da cesta do IPC-FIPE no período analisado.

No que diz respeito ao agregado de produtos, os industrializados foram separados dos alimentos não industrializados, uma vez que estes são mais sujeitos a choques de oferta. Por sua vez, entre os industrializados foram isolados os combustíveis e os artigos de vestuário. Adotou-se esse procedimento devido à constatação de que os preços dos combustíveis mantiveram-se sob administração de órgãos públicos durante todo o período, enquanto os artigos de vestuário apresentam marcada sazonalidade de preços. Em síntese, os produtos foram desagregados nas categorias: Produtos Industrializados Excluídos Combustíveis e Vestuário; Combustíveis; Vestuário e Alimentos Semi-Elaborados e *In-Natura*. Por sua vez, os serviços foram subdivididos nas seguintes categorias: i) Serviços Públicos, Impostos, Taxas e Loterias; ii) Serviços Privados Regidos por Contratos e Sujeitos à Administração de Preços; iii) Serviços Privados com Preços Determinados pelo Mercado.

Como se pode observar na Tabela 7, para o total do período os artigos de vestuário e alimentos não-industrializados foram os mais frequentemente cortados. Em média, cada subitem de Vestuário foi sujeito à exclusão em 65% dos meses, proporção um pouco superior à dos Alimentos Semi-Elaborados e *In-Natura* (61%). Os serviços em geral apresentaram menor frequência de exclusão, situando-se as três categorias entre 42% e 35%. Com relação à distribuição dos cortes entre as duas caudas, constata-se que, em média, foram mais frequentes os cortes de subitens por estarem situados na cauda inferior do que na situação oposta. O grupo de serviços privados de mercado foi o único em que, em média, os cortes por variação superior ao limite mostraram-se mais frequentes. Entre os outros grupos, os Serviços Públicos registraram a maior concentração relativa de cortes pelo limite inferior. Isto pode ser explicado pelo fato de, durante a maior parte do período analisado, a frequência de reajuste ter sido inferior à mensal. Assim, provavelmente esses itens seriam eliminados do cálculo nos meses de reajuste em que se acumularia a inflação dos meses anteriores e, em maior proporção, nos outros meses em que seus preços se manteriam estáveis, para taxas de inflação positivas.

Tabela 7
Análise da Exclusão de Subitens por Grupo para Corte Simétrico de 20%

Grupo	Número de Subitens	Média	Inf. ao Lim.	Sup. ao Lim.	Média de Meses de Corte	
		Total de Meses			Total	Partic. %
1975:01-2000:12						
Prod. Ind. Excl. Comb. e Vest.	317	138	28	24	52	45
Combustíveis	5	180	39	36	75	44
Vestuário	37	96	35	24	59	65
Alim. Semi-Elab. e In-Natura	113	239	76	69	145	61
Serv. Públ - Imp. e Loterias	26	198	60	36	96	42
Serv. Priv- Contratos e Admin.	19	117	35	24	59	35
Serv. Priv.- Mercado	53	146	20	27	46	39
Geral	570	159	42	34	76	47
1975:01-1986:02						
Prod. Ind. Excl. Comb. e Vest.	136	110	12	17	29	33
Combustíveis	3	94	25	24	48	57
Vestuário	6	132	36	30	67	51
Alim. Semi-Elab. e In-Natura	98	121	33	33	66	56
Serv. Públ Imp. e Loterias	17	106	54	22	76	73
Serv. Priv- Contratos e Admin.	6	134	69	28	98	73
Serv. Priv.- Mercado	26	127	15	25	40	32
Geral	292	118	35	26	60	54
1986:03-1994:06						
Prods Ind -exc Comb e Vest	199	67	14	13	27	41
Prods Ind-Combustíveis	4	77	10	11	21	24
Prods Ind-Vestuário	30	21	7	5	12	68
Alim Semi-Elab e In-Natura	94	95	30	26	56	60
Serv. Pub-Imp e Loterias	23	75	22	16	38	51
Serv. Priv- Contr. e Admin.	9	69	20	14	34	48
Serv. Priv.- Mercado	28	76	10	13	23	34
Geral	387	69	16	14	30	47
1994:07-2000:12						
Prods Ind -exc Comb e Vest	299	51	14	9	24	50
Prods Ind-Combustíveis	5	62	16	13	30	48
Prods Ind-Vestuário	33	65	26	17	43	66
Alim Semi-Elab e In-Natura	95	66	27	21	48	73
Serv. Pub-Imp e Loterias	25	65	5	8	13	20
Serv. Priv- Contr. e Admin.	19	43	3	8	12	26
Serv. Priv.- Mercado	50	46	7	8	16	38
Geral	526	57	14	12	26	46

Entre os subperíodos analisados, o primeiro (janeiro de 1975 a fevereiro de 1986) foi caracterizado por inflação ascendente, indexação e vigência de controle disseminado de preços segundo regras relativamente estáveis. Uma primeira constatação refere-se à menor frequência

de cortes dos artigos e serviços com preços determinados pelo mercado e menos sujeitos a choques de oferta, sazonalidade e controle de preços. Estes artigos e serviços foram alocados nos grupos Produtos Industrializados - exceto Combustíveis e Vestuário e Serviços Privados de Mercado -, sendo que nos dois casos houve predominância de cortes por superação do limite; estes foram os dois únicos componentes em que isto ocorreu. Observa-se que os Serviços Públicos e os Privados sujeitos a indexação e administração de preços foram os relativamente mais excluídos para fins de cálculo da média aparada: em média, em 73% dos meses eles estiveram em um ou outro extremo da distribuição. Em aproximadamente 20% dos casos, ou seja, um mês a cada cinco, cada subitem foi objeto de corte por exceder o limite superior, e em pouco mais de 50% dos casos a exclusão foi atribuída ao fato da variação ter ficado abaixo do limite de corte. Quanto aos alimentos não-industrializados e os artigos de vestuário, constatou-se elevada frequência de exclusão aliada a relativo equilíbrio na distribuição entre as caudas. Isto pode ser atribuído ao comportamento sazonal de preços em que se alternam fases de safra e entressafra e entradas de moda e liquidações, comportamento só eventualmente perturbado por acidentalidades mais significativas.

O segundo período (março de 1986 a junho de 1994) foi o de maior turbulência, entre os três analisados, marcado por sucessivos planos de estabilização e pela alternância de períodos de congelamento de preços com períodos de descontrole inflacionário. Também neste período os grupos Produtos Industrializados, exceto Combustíveis e Vestuário e Serviços Privados de Mercado, situaram-se entre os de menor ocorrência de cortes. Em contraposição, subitens de artigos de vestuário, alimentos não-industrializados e serviços públicos estiveram entre os mais frequentemente cortados. Além disso, observa-se que no período houve maior equilíbrio em termos de cortes, com predominância de subitens na cauda inferior: Combustíveis e Serviços Privados de Mercado foram os únicos dois grupos em que a maior proporção de exclusões ocorreu na cauda da direita.

O último período, que corresponde à vigência do Plano Real, é caracterizado pela queda expressiva da taxa de inflação, liberação de preços e restrição da indexação aos contratos com prazo superior ao ano. As novas regras para a indexação de contratos e reajuste de tarifas, aliado à redução expressiva da taxa de inflação, explicam a queda, relativamente aos períodos anteriores, na frequência de corte de subitens de Serviços Públicos e Serviços Privados Regidos por Contrato, como os aluguéis, por exemplo; com a queda da taxa de inflação reduziu-se a probabilidade de um subitem cujo preço manteve-se estável ser cortado por apresentar variação abaixo do limite inferior em determinado mês. Os subitens dos grupos Alimentos Semi-Elaborados e *In-Natura*, com taxa de exclusão média de 73%, ou seja, nove meses a cada ano, aproximadamente, e Vestuário, com taxa média de 66%, correspondendo a cerca de oito meses a cada ano, foram os que mais frequentemente se posicionaram nas

caudas das distribuições mensais de taxas de variação. Com relação aos subitens destes grupos, ao contrário dos períodos anteriores, constata-se que predominaram os cortes na cauda inferior. Isto pode ser atribuído ao fato de que estes grupos apresentaram taxa acumulada de variação significativamente inferior à do índice geral no período pós Real.

3 Núcleo do IPC-Fipe pelo método da exclusão prévia

Como alternativa ao método da média aparada estimou-se o núcleo do IPC-Fipe por uma variante do método de exclusão prévia, para as duas fórmulas adotadas no caso precedente: índice aritmético e índice geométrico. Optou-se por excluir do IPC-Fipe subitens referentes a alimentos não-industrializados e aos industrializados sujeitos a choques de oferta como os óleos comestíveis, o café moído, o açúcar e as farinhas. Além destes, foram excluídos subitens referentes a tarifas de serviços públicos e preços administrados, como é o caso dos combustíveis, a artigos de vestuário, devido à sazonalidade, e aqueles com preço indexado, caso das mensalidades escolares. Os mesmos critérios de exclusão foram adotados para todo o período estudado. Comparando-se esta relação com as categorias de subitens mais sujeitos a corte pelo critério da média aparadas, apresentada ao final da seção precedente, constata-se que o critério de exclusão prévia proposto inclui, além de tarifas de serviços públicos e subitens com preço administrado, justamente os subitens mais frequentemente excluídos da composição dos índices mensais de núcleo.

A participação dos subitens excluídos correspondeu a: 54,3% no período 1975 a 1984; 55,50% no período 1985 a 1993; 51,32% no período 1994 a 1999 e 44,84%, em 2000. A tendência de queda na participação dos subitens excluídos pode ser atribuída, principalmente, à redução no peso da alimentação e do vestuário. Os percentuais de exclusão de subitens foram calculados para os períodos descritos acima, por corresponderem a períodos de vigência de estruturas de ponderações do IPC-Fipe. Para a análise das séries do “núcleo por exclusão”, a periodização utilizada foi a mesma da análise dos núcleos por média aparada. Comparando-se os percentuais de corte constata-se que o corte pelo método de exclusão proposto mostrou-se mais severo (exceto após 2000) que o corte simétrico de 25%.

As informações relativas a estimativas para o núcleo do IPC-Fipe por exclusão são apresentadas na Tabelas 2 e 3. Uma primeira observação refere-se à constatação de que o núcleo do IPC-Fipe por exclusão apresentou taxas médias muito mais próximas às do índice geral e significativamente superiores às dos núcleos por média aparada. Acumulando-se os índices mensais, constata-se, para resultados obtidos com o índice geométrico, que, exceto no período janeiro de 1975 a fevereiro de 1986, o número-índice do núcleo por exclusão

acumulou taxa superior à do número-índice do IPC-Fipe. Este comportamento do núcleo por exclusão indica que os subitens cujos preços são determinados pelo mercado lideraram o processo inflacionário desde o Plano Cruzado. Na fase correspondente ao Plano Real, é importante ressaltar que a trajetória dos preços de alguns serviços, como os aluguéis, contribuíram significativamente para os resultados obtidos, notadamente no período julho de 1994 a dezembro de 1996.

Ao contrário do constatado para as taxas, o desvio padrão do núcleo por exclusão se mostrou superior aos correspondentes por média aparada, para os três períodos analisados; foi, porém, inferior ao desvio padrão do índice cheio, conforme requerido pela propriedade 6.

A aplicação da análise de cointegração indicou a existência de relação de equilíbrio entre o IPC-Fipe e o núcleo obtido pelo método da exclusão prévia, tanto no período 1975:01-1986:02 quanto no período imediatamente subsequente, conforme indicam os resultados contidos na Tabela 8. Em todos os casos, o vetor de cointegração $[1 \ -1]$ não foi rejeitado ao nível de significância de 1%.⁸ No período 1986:03-1994:06, o coeficiente de ajustamento referente ao IPC cheio é significativamente diferente de zero, o que indica que é ele que fez o ajuste de curto prazo para se aproximar da trajetória do núcleo (vide Tabela 9). No período 1975:01-1986:02, entretanto, esse comportamento teoricamente esperado não foi observado, pois o coeficiente de ajustamento do núcleo é que se mostrou estatisticamente diferente de zero.

Tabela 8
Resultados do Teste de Cointegração - Estatística do Traço

Ho: p vetores de Cointegração	Índice Aritmético		Índice Geométrico	
	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06
$p = 0$	21,16**	31,66**	20,99**	34,23**
$p \leq 1$	2,37	1,56	2,31	1,57

Obs.: ** indica valor significante a 1%. Os valores críticos adotados são de Osterwald-Lenum (1992). O número de defasagens foi definido com base nos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn e na significância conjunta dos coeficientes associados à maior defasagem presente no modelo.

8 Normalizando os vetores de cointegração pela variável IPC-Fipe, os coeficientes obtidos para o núcleo foram os seguintes: no primeiro período, -1,03 e -1,00 para os índices aritmético e geométrico, respectivamente; no segundo período, os valores correspondentes foram -1,01 e -0,99.

Tabela 9
Coefficientes de Ajustamento

Coeficiente de Ajustamento	Índice Aritmético		Índice Geométrico	
	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06
IPC-Fipe	0,29	-1,21**	0,26	-0,92**
Núcleo-excl	1,05**	-0,46	1,06**	-0,10

Obs.: ** indica valor significativo a 1%; foi aplicado o teste χ^2

Para o período pós-Real, que envolve séries estacionárias, foram estimadas regressões lineares tendo como variável dependente o IPC-Fipe e como variável explicativa o núcleo obtido pelo método da exclusão. Os resultados que se encontram na Tabela 10 indicam que todas as constantes estimadas são estatisticamente iguais a zero, conforme desejado, mas os coeficientes do núcleo são estatisticamente menores do que a unidade.

Tabela 10
Modelos de Regressão Linear para o Período 1994:07 - 2000:12
Variável Dependente: IPC-Fipe

Variável Explicativa	Índice Aritmético	Índice Geométrico
constante	0,19	0,17
núcleo-excl	0,80**	0,75**
MA(1)	0,45**	0,51**
MA(3)	0,22*	
R ²	0,82	0,81

Obs.: ** (*) indica valor significativo a 1% (5%).

4 Conclusões

Embora seja altamente desejável, sobretudo em países que adotam a política de metas de inflação, a obtenção de uma estimativa confiável para o núcleo da inflação não é tarefa das mais fáceis. Os métodos disponíveis sempre deixam de preencher algum ou alguns dos requisitos necessários a um bom indicador da tendência inflacionária.

Os métodos baseados em modelos são de difícil compreensão para o público em geral e quase certamente produzem estimativas não estáveis do *core*, ou seja, elas variam com a expansão da série de tempo utilizada na estimação dos modelos.

O método da média aparada, além de considerar transitórios todos os choques de grande magnitude, em módulo, leva à subestimação da inflação de longo prazo em situações em que as distribuições das taxas de variação dos preços são predominantemente assimétricas à direita, tal como ocorre no Brasil. Conforme demonstrado, no caso do IPC-Fipe a subestimação é muito grande, sobretudo nos períodos de inflação alta ou em aceleração. Mesmo no período pós-Real, de relativa estabilidade dos preços, o nível de subestimação, embora menor, é comprometedor. Esta tendência à subestimação no longo prazo contraria uma das propriedades desejáveis para um indicador de núcleo, que é a de ter tendência igual à do índice cheio (propriedade 5). A utilização de cortes assimétricos, “solução” natural para este problema, envolve alto grau de arbitrariedade e pode acarretar perda de credibilidade por parte do público.

O método da exclusão prévia é o mais transparente e de mais fácil compreensão. Porém, nada garante que ele mantenha uma relação de equilíbrio de longo prazo com a inflação. Novamente tomando por base o IPC-Fipe, essa relação só é inteiramente correta no período 1986:03-1994:06. Assim, também para este indicador não se pode garantir resultados de acordo com a quinta propriedade mencionada na introdução.

Em face de todos esses problemas e tendo em vista a história econômica do País, considera-se mais prudente manter o índice de preço cheio como referencial da meta de inflação. As estimativas de núcleo geradas pelos dois métodos analisados até podem ser utilizadas como instrumentos auxiliares de análise, mas sem perder de vista suas limitações. No caso do método da exclusão prévia, sugere-se rever periodicamente a lista de subitens sujeitos à exclusão. Isto é particularmente importante em uma economia como a brasileira, que vem passando por um processo gradual de liberação de preços e desindexação. Nada disso substitui, contudo, a análise, a cada mês, dos fatores que mais contribuíram para a variação do índice de preço, tentando, aí sim, definir se eles se constituem em choques de efeito permanente ou transitório.

Referências bibliográficas

- Ball, L.; Mankiw, N. G. Relative-price changes as aggregate supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics* 110, p. 161-193, 1995.
- Bryan, M. F., Cecchetti, S. G. A note on the efficient estimation of inflation in Brazil. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n. 11, 2001.

- _____. Measuring core inflation. Mankiw, N. G. (ed.), *Monetary policy*. The University of Chicago Press, 1994, p. 195-215.
- Cogley, T. *A simple adaptive measure of core inflation*. 1998. Mimeografado.
- Delfim Netto, A. Sobre as metas inflacionárias. *Economia Aplicada*, v. 3, n. 3, p. 357-382, jul./set. 1999.
- 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.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.
- Dickey, D. A., Pantula, S. Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, p. 455-461, 1987
- Eckstein, O. *Core inflation*. Prentice-Hall, 1981.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- _____. *Likelihood based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- Osterwald-Lenum, M. A note on quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistic. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 461-472, 1992.
- Picchetti, P.; Toledo, C. How much to trim? A methodology for calculating core inflation, with an application for Brazil. *Economia Aplicada*, 4, n. 4, p. 683-704, out./dez. 2000.
- Quah, D., Vahey, S. P. Measuring core inflation. *Economic Journal*, 105, p. 1130-1144, 1995
- Roger, S. A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96. *Reserve Bank of New Zealand Working Paper G97/7*. 1997
- _____. Core inflation: concepts, uses and measurement. *Reserve Bank of New Zealand Working Paper G98/9*, 1998.
- Wynne, M. A. Core inflation: a review of some conceptual issues. *European Central Bank Working Paper n. 5*, 1999.

Testing for seasonal unit roots in Brazilian monetary series*

Antonio Aguirre[§]

RESUMO

O objetivo deste artigo é estudar as propriedades de várias séries temporais monetárias brasileiras. Em particular, são aplicados os procedimentos de teste propostos por Beaulieu e Miron (1993) para determinar a presença de raízes unitárias na frequência zero e/ou nas frequências sazonais. Estes testes mostram, em todos os casos, a existência de uma raiz unitária na frequência zero e indicam que não existem raízes unitárias nas frequências sazonais. Estes resultados implicam que a primeira diferença da cada série é estacionária e pode ser modelada com variáveis *dummy* sazonais.

Palavras-chave: variação sazonal, sazonalidade determinística, sazonalidade estocástica.

ABSTRACT

The objective of this paper is to study the time series properties of several Brazilian monthly monetary series. The test procedures proposed by Beaulieu and Miron (1993) are applied to determine the presence of unit roots at the zero frequency as well as the seasonal frequencies. In all cases these tests point out the existence of a unit root at the zero frequency but do not find any at the seasonal frequencies. These findings imply that the first differences of the series are stationary and can be modelled with seasonal dummy variables.

Key words: seasonal variation, deterministic seasonality, stochastic seasonality.

JEL classification: C4

* The author gratefully acknowledges J. K. Berry for reading a previous version of the paper, an anonymous referee for helpful comments, and 'Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico' (CNPq) for financial support.

§ Universidade Federal de Minas Gerais Departamento de Ciências Econômicas. CEPE (Centre for Research in International Economics). e-mail: ARREGUI@FACE.UFMG.BR

1 Introduction

Seasonality is an important feature of many economic time series and needs to be understood and taken into account in the modelling of time series data. It can either be filtered out of the data or jointly modelled with the other characteristics of the phenomenon under study. The first approach involves using a filter to obtain seasonally adjusted data (such an approach was followed by Haache (1974) in studying the demand for money). The second attempts to capture seasonality by means of seasonal dummies, which is equivalent to assuming seasonal variations to be purely deterministic. *“However, if seasonal effects change gradually over time, this (second) approach leads to dynamic misspecification ...”* (Harvey and Scott, 1994, p. 1324) For this reason, whenever seasonal data is used in econometrics, it seems advisable to test for the time series properties of the variables, rather than to assume the appropriateness of any model specification.

The seasonal movement in many economic variables is the result of a complex decision-making process based on varying and changing exogenous causes. Hylleberg (1992, p. 4) proposed the following definition:

Seasonality is the systematic, although not necessarily regular, intra-year movement caused by the changes of the weather, the calendar, and timing of decisions, directly or indirectly through the production and consumption decisions made by the agents of the economy. These decisions are influenced by endowments, the expectations and preferences of the agents, and the production techniques available in the economy.

The last two decades have witnessed a renewed interest in the problem of seasonality. Econometricians have come to agree that seasonal variation accounts for a major part of the total variation in many quarterly and monthly time series. However, agreement is not so strong on the issue of whether the seasonal components are very regular and constant over long periods of time, or whether they change over the years. Another controversy has concerned the nature of the interdependence between the seasonal components and other components of the time series such as the business cycle component.

Recent empirical studies suggest that a straightforward incorporation of seasonal fluctuations in econometric models using simple deterministic terms does not seem feasible. This conjecture is based on the following two stylised facts (or empirical regularities). The first is that seasonal fluctuations in many quarterly and monthly observed macroeconomic time series do not appear to be constant over time. The second

is that for several macroeconomic series it appears that the seasonal fluctuations and nonseasonal fluctuations are not independent, in the sense that one may observe different seasonal fluctuations in business cycle expansion periods from those in recession periods. (Franses, 1996, p. 1)

The immediate implication of the above second regularity is that the key assumption of seasonal adjustment methods - that is, that one can identify independent seasonal and nonseasonal components - does not hold.

The model selection techniques popularised by Box and Jenkins (1976) recommend the use of the seasonal filters $\Delta \Delta_s = (1 - L)(1 - L^s)$ or simply $\Delta_s = (1 - L^s)$ to get rid of seasonal variations in the data.¹ Such filters are appropriate only where the series dealt with is seasonally integrated (the former implies the existence of 13 unit roots and the latter of 12 such roots). However, if fewer unit roots are present, the use of these filters yields an overdifferenced series. For example, where there is only one unit root,² applying the $\Delta = (1 - L)$ filter would be sufficient to make the series trend stationary, while deterministic seasonality could be handled by the inclusion of seasonal dummies. This overdifferencing may cause problems in the construction of time series models because the (partial) autocorrelation pattern becomes hard to interpret. Furthermore, estimation problems may occur because of the introduction of moving average polynomials with roots close to the unit circle. On the other hand, underdifferenced series may yield unit roots in their autoregressive parts, and classical arguments such as those provided by Granger and Newbold (1974), for time series containing neglected unit roots may apply. So, again, it seems to be important to test for (seasonal) unit roots.

The objective of this paper is to attempt to make a contribution by discussing the application of a testing procedure to determine the seasonal properties of a set of monthly Brazilian monetary series. This kind of empirical study necessarily precedes any further analysis of the seasonality of any monthly series and any cointegration analysis where such series are included.

In Section 2 we present three typical seasonal models used in empirical work. Section 3 provides a brief discussion of unit root tests including the so-called zero frequency unit root

1 L is the usual lag operator.

2 In some cases there is a single seasonal unit root, requiring the use of a specific filter, e.g. in Abraham and Box's analysis of the famous 'airline passengers' series (1978).

tests, the seasonal unit root tests for quarterly data, and the corresponding tests for monthly data that are used in this paper. The description of the Brazilian monetary series used in this paper and the results of the tests we performed, appear in Section 4, while the last section presents a summary of the paper and our conclusions.

2 Modelling seasonal processes

Several different time series models of seasonality can be applied. The most common factors influencing selection are whether seasonal patterns can be represented by deterministic dummies or whether the series is seasonally integrated.³ These factors are related to the following three classes of processes: purely deterministic seasonal processes, (covariance) stationary processes, and integrated seasonal processes.

The first class includes those processes generated by purely deterministic components such as a constant term and seasonal dummy variables. In the following (simple) example, variable y_t - observed s times each year - is generated solely by seasonal intercept dummies:⁴

$$y_t = \sum_{i=1}^s \alpha_i Di_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

where the dummy variables Di_t ($i = 1, 2, \dots, s$) take value 1 when t lies on season i , and zero otherwise, and ε_t is a series of IID random variables. This equation can be reformulated so as to avoid confounding the levels and the seasonals, in the following way:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{s-1} \alpha_i^* Di_t^* + \varepsilon_t \quad (2)$$

where μ is the mean of the process and the coefficients α_i^* are constrained to sum zero. In order to make this constraint operative, the Di_t^* dummies are defined as 1 when t lies in season i , -1 when t lies in season s and zero otherwise. Finally, the above equation may also include deterministic trends with constant or variable coefficients across seasons, *i.e.*

3 The concept of 'seasonal integration' may mean different things to different authors.

4 A more general model may include an autoregressive and/or a moving average component.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{s-1} \alpha_i Di_t + \sum_{i=1}^s \beta_i [Di_t \times g(t)] + \varepsilon_t \quad (3)$$

where $g(t)$ is a deterministic polynomial in t .⁵

The second class - covariance stationary seasonal processes - can be exemplified by the model expressed as

$$y_t = \rho y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (4)$$

where $|\rho| < 1$

If $\rho = 1$ in equation (4), we have a *seasonal random walk*, a process that exhibits a seasonal pattern which varies over time. This is the third class of seasonal processes referred to above. In that case, $\Delta_s y_t$, defined as:

$$\Delta_s y_t = y_t - y_{t-s} = \varepsilon_t \quad (5)$$

is stationary.

The main difference between these forms of seasonality is that in the deterministic and the stationary stochastic seasonal models, shocks die out in the long run while they have a permanent effect in the integrated model. That is to say, seasonally integrated processes have properties similar to those observed in the ordinary (zero frequency) integrated series. As Hylleberg *et al.* have suggested, “they have ‘long memory’ so that shocks last forever and may in fact permanently change the seasonal patterns. They have variances which increase linearly since the start of the series and are asymptotically uncorrelated with processes with other frequency unit roots.” (1990, p. 218)

Three different definitions of seasonal integration are proposed by Osborn *et al.* (1988), Engle *et al.* (1989) and Hylleberg *et al.* (1990). According to Osborn’s definition, a variable is said to be integrated of order (d,D) - denoted $I(d,D)$ - if the series becomes stationary after first-differencing d times and seasonal differencing D times. That is to say, $X_t \sim I(d,D)$ if

5 Note that all the above deterministic processes can be forecast and will never change their shape.

$(1-L)^d(1-L^s)^D X_t = \Delta^d \Delta_s^D X_t$ is stationary. Engle's definition states that a time series is integrated of order d_0 and d_s , denoted $SI(d_0, d_s)$, if $(1-L)^{d_0} [S(L)]^{d_s} X_t = \Delta^{d_0} [S(L)]^{d_s} X_t$ is stationary, where the polynomial expression $S(L)$ is defined as $S(L) = 1 + L + L^2 + \dots + L^{s-1}$ ⁶

When variables do not present seasonal integration, both definitions coincide, *i.e.*, $I(1,0) = SI(1,0)$, $I(2,0) = SI(2,0)$, etc. On the other hand, whenever a series is seasonally integrated these definitions differ. This is so because $\Delta_s = (1-L^s)$ can be factored into $(1-L)S(L)$. In this way, the equivalent of $I(0,1)$ is $SI(1,1)$; $I(1,1) = SI(2,1)$, and so on. In the same way, the $SI(0,1)$ process - using Engle's definition - does not have an equivalent if we use Osborn's concept.

Finally, Hylleberg's definition states that "*a series x_t is an integrated seasonal process if it has a seasonal unit root in its autoregressive representation. More generally it is integrated of order d at frequency θ if the spectrum of x_t takes the form*

$$f(\omega) = c(\omega - \theta)^{-2d}$$

for ω near θ . This is conveniently denoted by $x_t \sim I_\theta(d)$." (Hylleberg *et al.* 1990, p. 217)

Engle's SI definition will be the one used in this paper, because that is the definition used by Beaulieu and Miron (1993) (B&M from now on) whose methodology we used in our study.

The strict interpretation of seasonal integration in any data-generating process implies that 'summer may become winter' in the sense that the seasonal pattern may change dramatically. For this reason, the finding of one or more seasonal unit roots may indicate a varying and changing seasonal pattern, *i.e.*, evidence against a constant seasonal pattern. As Hylleberg pointed out:

whether the seasonal unit root is the result of variation and changes in seasonal causes like the weather, or seasonal mean shifts due to interdependencies between the business cycle and the seasonal pattern ..., or of other changes is a question which requires a much deeper analysis than a univariate test can provide. (1992, p. 11)

This polynomial is related to the decomposition of the $(1-L^s) = 0$ polynomial.

The interpretation of seasonal cointegration - as defined in Hylleberg *et al.* (1990) - follows a similar line of reasoning and can indicate a parallel but varying seasonal component in a set of time series.

For all the above reasons, the statistical techniques designed to test for seasonal integration deal with tests to check for the presence of unit roots.

3 Unit root tests

The detection of unit roots was first studied in relation to annual data (the so-called zero frequency). The extension of the resulting methodologies to include seasonal frequencies occurred in two stages - first in relation to quarterly data (zero plus three seasonal frequencies) - and later in relation to monthly data (zero plus eleven seasonal frequencies). As soon as the new methods became available, alternative procedures were proposed. In this way, not only parametric tests but also semiparametric, nonparametric and Bayesian techniques were developed. For each of them the three-stage process was a natural development. Furthermore, in each case different possibilities were suggested concerning the form of the null and alternative hypotheses, not to mention a large number of different data generating processes. The consideration of broken trend alternative hypotheses added even more material to this huge body of research.

The history of (non-seasonal) unit root tests started with Dickey and Fuller (1979) and the well-known Augmented Dickey-Fuller (ADF) test with a non-stationary model as the null hypothesis.

The first test for seasonal integration resembled a generalisation of the ADF test for integration in annual data. Dickey, Hasza and Fuller (1984) (DHF from now on), following the methodology suggested by Dickey and Fuller (1979) for the zero-frequency unit-root case, proposed a test of the hypothesis $\rho = 1$ against the alternative $\rho < 1$ in the model $y_t = \rho y_{t-s} + \varepsilon_t$. The DHF test - as well as similar ones proposed in the following years - only allows for unit roots at all of the seasonal frequencies and has an alternative hypothesis which is considered rather restrictive, namely that all the roots have the same modulus. Trying to overcome these drawbacks Hylleberg *et al.* (1990) (from now on referred to as HEGY) proposed a more general testing strategy that allows for unit roots at some (or even all) of the seasonal frequencies as well as the zero frequency. HEGY's methodology allows testing for the existence of unit roots at some seasonal frequencies without arguing in favour of the presence of these kinds of roots at all seasonal frequencies.

3.1 Seasonal unit root tests with monthly data

The HEGY (1990) procedure for quarterly data was extended in relation to monthly data in two different - though similar - directions. Franses (1991a, 1991b) discussed a method to distinguish empirically between models (2) and (5) presented above.⁷ In his second paper this author showed that conventional autocorrelation checks cannot generally make this distinction because they are not discriminative. He also showed that considering a model like (5), or similar, when (2) is more appropriate yields a deterioration of forecasting performance.

B&M (1993) used - in a slightly different way - the approach developed by HEGY to derive the mechanics of another procedure to test for seasonal unit roots using monthly data. These authors derived the asymptotics of HEGY's procedure for monthly data, and also computed the finite sample critical values of the associated test statistics using Monte Carlo methods. The main difference compared with Franses' (1991a, 1991b) methodology is that B&M used mutually orthogonal regressors, obtaining a different - somewhat more complicated - test equation.

Suppose that the series of interest (X_t) is generated by a general process like:

$$\varphi(L) X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{k=2}^{12} \alpha_k D_{kt} + \varepsilon_t \quad (6)$$

where ε_t is a white noise process and the deterministic terms include a constant, a linear trend and seasonal dummies. The question examined by B&M was:

whether the polynomial in the backshift operator, $\varphi(L)$, has roots equal to one in absolute value at the zero or seasonal frequencies. In particular, the goal is to test hypotheses about a particular unit root without taking a stand on whether other seasonal or zero frequency unit roots are present. (1993, p. 307)

The auxiliary regression model that allows the test to be performed is provided by the following equation:

⁷ Actually, Franses' models are more general, since they include autoregressive and moving average parts, but the distinction between deterministic and stochastic seasonality is the same.

$$\varphi(L)^* Y13_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{k=2}^{12} \alpha_k D_{kt} + \sum_{k=1}^{12} \pi_k Yk_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

where Yk_t ($k = 1, 2, \dots, 12$) are auxiliary variables obtained by appropriately filtering the variable (X_t) under study.⁸ The $\varphi(L)^*$ polynomial is a remainder with roots outside the unit circle which allows the augmentation necessary to whiten the errors in the estimation of the above equation. “*In order to test hypotheses about various unit roots, one estimates [the test equation] by Ordinary Least Squares and then compares the OLS statistics to the appropriate finite sample distributions based on Monte Carlo results.*” (B&M, 1993, p. 309) The inclusion or not of a trend in the deterministic part of model (7) depends upon the hypothesised alternative to the null hypothesis of 12 unit roots.

So, there are twelve possible unit roots, one non-seasonal and eleven seasonal. Out of the eleven seasonal unit roots one is real and the other ten form five pairs of complex conjugates.⁹ B&M provide the asymptotic distribution of the statistics necessary to perform the tests: t_1 , t_2 , t_k and t_{k+1} , where $k \in \{3, 5, 7, 9, 11\}$. They also prove that the asymptotic distribution of the five t_k statistics are the same as those of the five t_{k+1} .

For ease of notation B&M considered that k is ‘odd’ if $k \neq 1$ with $k \in \{3, 5, 7, 9, 11\}$ and that is ‘even’ if $k \neq 2$ with $k \in \{4, 6, 8, 10, 12\}$. These authors studied the distributions of the t -statistics under different conditions; first, when no deterministic terms are included, and second when different combinations of constant, seasonal dummy and trend terms are included in the regression. Their theoretical results showed “*that all of the odd statistics have the same distributions when different deterministic regressors are included in the regression. The same is true for the even statistics. One can also see that t_1 is invariant to the inclusion of seasonal dummies as long as a constant is included.*” (B&M, 1993, p. 315) They also showed that “*because all odd t -statistics have the same distribution and all even t -statistics have the same distribution, all of the F -statistics have the same distribution for any set of included deterministic regressors.*” (B&M, 1993, p. 316) The distributions of t_2, \dots, t_{12} are independent of a constant or a constant plus trend terms. The inclusion of any of these

8 The definitions of these auxiliary variables are reproduced in Appendix I. For details see Hylleberg *et al.* (1990) and B&M (1993).

9 See Appendix I.

alternative sets of terms only modify the distribution of t_1 . The finite sample distributions obtained by Monte Carlo methods display all the characteristics of the theoretical asymptotic distributions.

The test of the null hypothesis that there is a unit root in a given frequency is carried out by testing the significance of the corresponding π coefficient, estimated with equation (7). The appropriate critical values for such tests are those provided by the finite sample distributions based on Monte Carlo results.

If all the estimated coefficients are statistically different from zero, the series present a stationary seasonal pattern and no further filtering is necessary. In case $\pi_i = 0$, for $i = 1, \dots, 12$, the series is seasonally integrated and it is appropriate to use the seasonal difference filter $(1 - L^{12})$.

If only $\pi_1 = 0$, then the presence of a root equal to +1 at the zero frequency cannot be rejected. There will be no seasonal unit roots if π_2 through π_{12} are significantly different from zero. When only some pairs of π 's are equal to zero, one should consider using the corresponding implied operators. Abraham and Box (1978) showed how these kinds of operators may sometimes be enough.

To be more specific, the null about the presence of a unit root at the zero frequency is tested with the "t" statistic of the hypothesis $H_0: \pi_1 = 0$ (called t_1 by B&M). The null hypotheses about the existence of seasonal unit roots are tested, in each frequency, by means of the corresponding "t" statistic associated with $H_0: \pi_i = 0$, for $i = 2, 3, \dots, 12$, and/or by means of the "F" statistics corresponding to the joint hypotheses $H_0: \pi_i = \pi_{i+1}$, for $i = \{3, 5, 7, 9, 11\}$ which take into account all pairs of conjugate complex roots.¹⁰ The significance tests for π_1 and π_2 are one-sided as well as those corresponding to π_i for 'even' i . On the other hand, those corresponding to 'odd' values of i should be two-sided.

4 Brazilian monetary series

In this section we report on our testing of several Brazilian monetary series for the presence

10 In the case of pairs of complex roots we reject the null hypothesis if any one of the 't' statistics is significant.

of seasonal unit roots. The series were M1, M2, M3 and M4, Currency (issued currency), Reserves (bank reserves deposited in the Central Bank) and the Monetary Base. The source of the original data is the Internet site of the Brazilian Central Bank.¹¹ The nominal values were expressed in 'reais' with constant purchasing power by means of the IGP/DI price index estimated by the Fundação Getúlio Vargas.

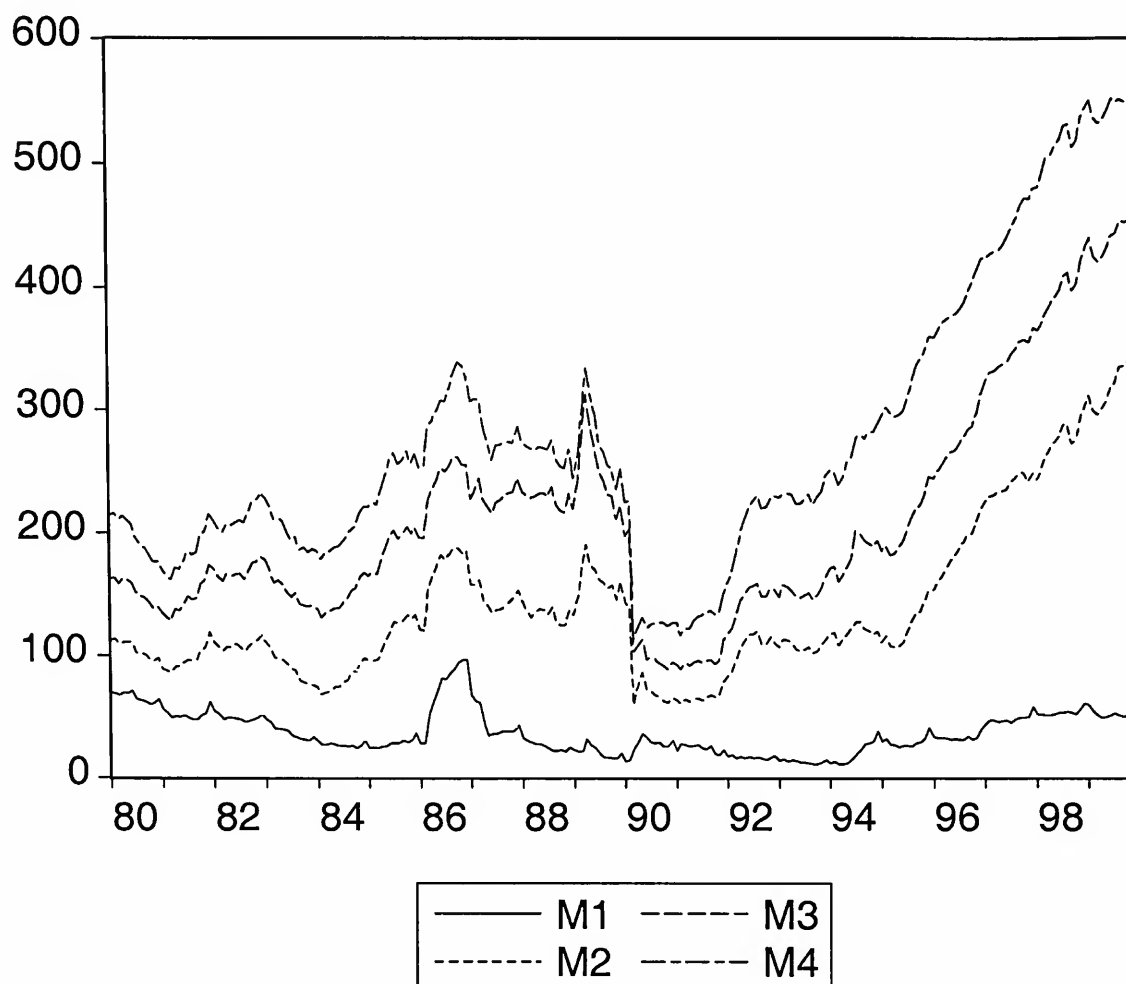
The definitions of these series are as follows. The end of month narrow money stock (M1) is formed by the non-financial private sector holdings of currency plus demand deposits. M2 is equal to M1 plus Mutual Funds ('Fundos de Aplicações Financeiras') plus Money Market Accounts ('Fundos de Investimentos Financeiros-Curto Prazo'). Adding saving deposits to M2, we obtain M3. Finally, M4 is equal to M3 plus time deposits. The Monetary Base is formed by issued currency plus bank reserves deposited in the Central Bank.

All these series, presented in Figures I and II, show a seasonal high level in December. This seasonality is explained mainly by the payment of a Christmas bonus (usually known as 'the thirteenth salary') to all employees across the country, and by the high consumption expenses related to the Christmas season.

Starting in February 1986 several stabilisation plans were implemented in Brazil with the objective of fighting inflation. Most of these plans included a price and wage freeze and the elimination of automatic indexing based on past inflation. Because of their very nature, all these plans reduced the opportunity cost of holding currency and demand deposits. Consequently, in the months following each one of these plans, there occurred a fast and intense substitution of currency and demand deposits for non-monetary financial assets. In Figure I it is easy to observe the monetisation of the economy in 1986 after the so-called 'Plano Cruzado I'. The drastic increase in M1 was also short-lived, since the 1986 increment disappeared in 1987. Starting in 1994, when the 'Plano Real' was implemented, the issuing of currency was severely tightened. Despite this control, M1 grew steadily after that year as the result of the monetisation of the economy. However, as the issuing of Treasury Bills and similar bonds grew considerably more in the same period, from that date on it is observed a strikingly fast increase in the M2, M3 and M4 series.

11 The interested reader may obtain these series from the following e-mail address: aguirre@cepe.ecn.br.

Figure I
Brazil - End of Period Money Supply in Real Terms
Jan/1980-Dec/1999

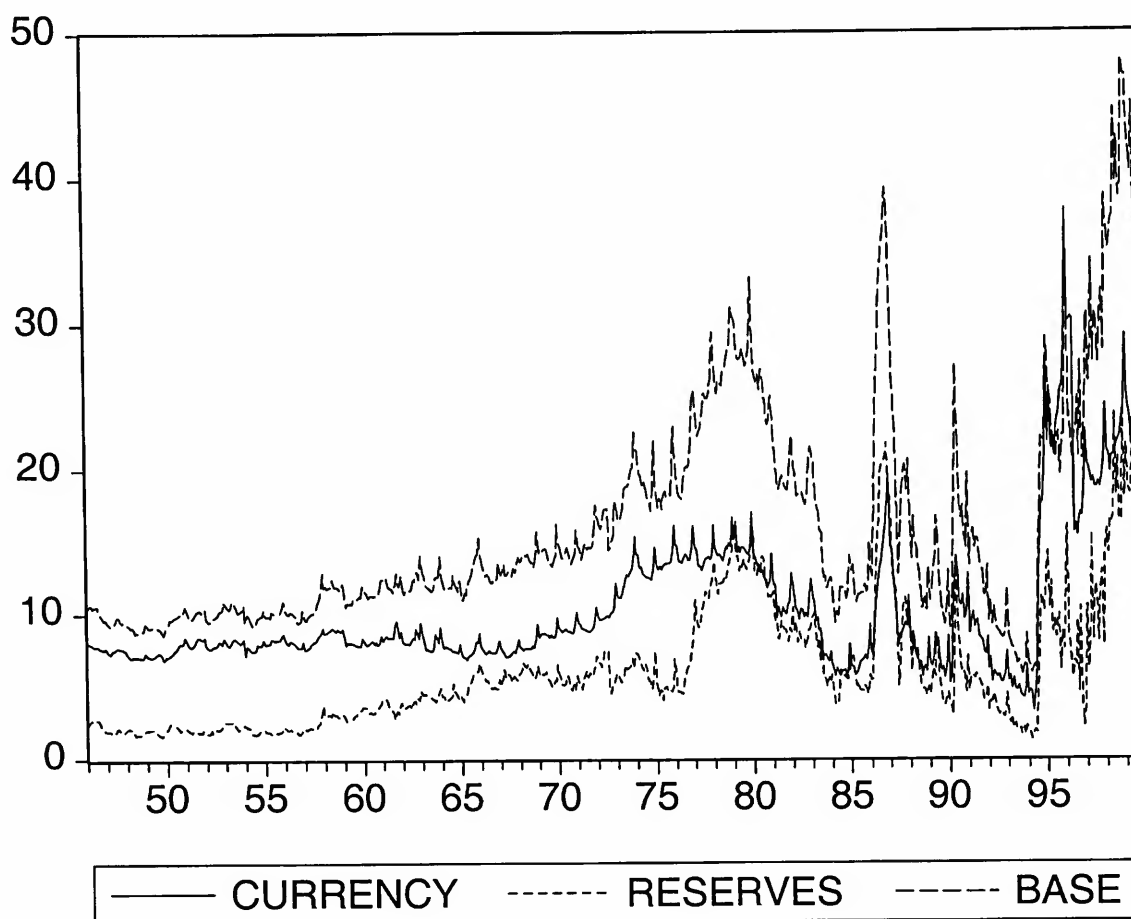


Source: see text.

When the first stabilisation plans were implemented, the existence of a significant volume of demand deposits and currency increased the demand for real assets, stocks and foreign exchange in such a way that the situation was not compatible with price stability. For this reason, when the Collor Plan was implemented in 1990 it was decided that, in addition to altering the monetary standard, a substantial share of the financial assets in the economy would be made temporarily non-convertible. The government froze this large share of all financial assets as a means of gaining control over the inflationary process. In other words, all bank accounts were temporarily seized up. The initial volume of resources seized by the Central Bank came to approximately two thirds of the money supply in its broadest (M4) concept.¹² This fact explains the violent decrease of the M2, M3 and M4 series in 1990 (see Figure I).

¹² See Bacen, 1990.

Figure II
Brazil - End of Period Reserves, Issued Currency and Monetary Base in Real Terms
Jan/1946-Dec/1999



Source: see text.

For all these series we applied OLS to the auxiliary regression (7) in order to obtain the estimates of π_i and the corresponding standard errors.¹³ The t -statistics calculated with these estimates are compared with the critical values from the small sample distributions based on Monte Carlo studies and published by B&M (1993) to perform the statistical tests. Table I presents a summary of the results obtained after performing the B&M tests in order to check for the integration of the series in its seasonal and nonseasonal parts, under the null hypotheses that the series are $SI(1,1)$.

¹³ The truncation lag was chosen using the general to specific recursive method with $k_{max} = 12$.

Table I
Regression Results to Test for Unit Roots

Null Hypotheses	M1	M2	M3	M4	Currency	Base	Reserves
$\pi_1 = 0$	-2.29	0.21	-0.32	0.37	0.68	0.32	-2.00
$\pi_2 = 0$	-6.60*	-3.39*	-3.37*	-3.33*	-3.86*	-8.55*	-7.29*
$\pi_3 = 0$	-3.88*	-3.55*	-3.52*	-2.60	-5.38*	-8.12*	-7.50*
$\pi_4 = 0$	-5.05*	-5.28*	-5.63*	-5.73*	-3.93*	-6.53*	-5.11*
$\pi_5 = 0$	-5.75*	-5.96*	-5.93*	-5.52*	-5.57*	-10.7*	-8.25*
$\pi_6 = 0$	2.38*	3.59*	3.23*	2.83*	5.59*	1.03	-3.81*
$\pi_7 = 0$	-1.55	-2.33	-2.21	-2.18	-5.59*	-5.29*	-5.55*
$\pi_8 = 0$	-5.55*	-6.58*	-6.76*	-6.80*	-5.75*	-6.75*	-5.99*
$\pi_9 = 0$	-8.38*	-5.56*	-5.70*	-5.97*	-5.78*	-11.92*	-11.75*
$\pi_{10} = 0$	1.30	2.37*	2.17*	1.65	-1.91*	0.55	0.38
$\pi_{11} = 0$	2.53	-1.00	-1.35	-1.56	1.99	0.37	-0.86
$\pi_{12} = 0$	-5.27*	-7.01*	-6.90*	-7.13*	-6.72*	-10.92*	-9.30*
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	17.05*	22.17*	25.26*	20.99*	22.10*	59.09*	53.35*
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	15.80*	20.05*	18.73*	19.97*	20.76*	57.58*	52.52*
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	11.79*	25.73*	26.66*	26.82*	27.52*	33.65*	27.18*
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	36.60*	19.21*	19.58*	19.66*	19.25*	71.59*	69.08*
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	18.03*	25.50*	25.18*	27.07*	25.59*	59.69*	53.36*
Lagged terms	0	0	0	0	2	0	1

(*) Significant at 5% level. Critical values given by B&M (1993).

The test regressions have a constant and eleven dummies.

Source: see text.

In the case of all seven series, the data rejected the presence of unit roots at all seasonal frequencies. However, the existence of a unit root at the zero frequency could not be rejected. These results imply that the seasonality present in these monthly series is partly deterministic and partly stationary stochastic and, as a consequence, no seasonal differencing is necessary in order to obtain stationarity. The presence of a nonseasonal unit root in each series, however, requires the use of first differences.

5 Summary and conclusions

Non-adjusted quarterly (or monthly) economic time series showing seasonal patterns shed some doubts on the assumption of stationary first differences. The question of whether these seasonal patterns should be eliminated by regression on seasonal dummies (the ‘deterministic’ model) or by treating them with seasonal differences, thereby assuming the existence of additional unit roots on the unit circle (the ‘stochastic’ model), resembles the old discussion of deterministic and stochastic trend models. The existence of unit roots at the seasonal frequencies has similar implications for the persistence of shocks as in the case of the existence of a unit root at the zero frequency.

The standard Box-Jenkins (1976) approach popularised the use of estimated autocorrelation functions to identify a tentative time series model. This method implies that the double differencing filter $\Delta \Delta_s = (1 - L)(1 - L^s)$ is useful to remove unit roots from a seasonal time series. This usually applied double differencing filter may be superfluous in some circumstances. If the double filter, or simply the Δ_s filter is required, the time series is said to be seasonally integrated.

Since differencing filters assume the presence of one or more seasonal or non seasonal unit roots, most methods to test for an appropriate differencing filter are based on statistical tests for the presence of such unit roots. These tests are all extensions of the well-known Dickey-Fuller (1979, 1981) tests. B&M (1993) present a reformulation of an autoregression, isolating the key unit root parameters in the case of monthly data.¹⁴ Based on least-squares fits of univariate autoregressions on transformed variables similar to the augmented Dickey-Fuller regression, B&M developed tests for the existence of seasonal as well as zero-frequency unit roots in monthly data and tables of the corresponding critical values.

In our analysis we used formal testing procedures that were put forward in the last decade to investigate the adequacy of the use of seasonal filters in the case of some Brazilian monthly monetary series. In particular, we used the methodology proposed by B&M (1993) to test for the presence of unit roots, be they at the zero or seasonal frequencies. We did not find any evidence in favour of seasonal integration, since we rejected unit roots at all the seasonal frequencies in all the series we considered. However, the presence of a unit root at the zero frequency could not be rejected in any case. All these results imply that the univariate representation of these monetary time series is a difference stationary process around a deterministic seasonal pattern represented by seasonal intercept dummies.

14 They do so by expanding the procedures presented by Hylleberg *et al.* (1990) for quarterly data.

Appendix I - Seasonal unit roots

If a series has a seasonal pattern, then the differencing which removes seasonality should be of degree s rather than one, *i.e.* an operator $y_t - y_{t-s}$ should be applied rather than $y_t - y_{t-1}$. Often s -differencing also removes a trend - unless the trend is non-linear, in which case it may be necessary to take first differences of the s -differences in order to make the series stationary.

In the case of monthly data, the characteristic equation $(1 - L^{12})$ associated with the seasonal differencing operator has twelve roots on the unit circle. Using these unit roots, the polynomial can be written as the product of twelve factors each of them involving one of the roots. Based on this decomposition, and using X to stand for the variable under analysis, the following auxiliary variables were defined and calculated in order to perform the tests reported in section 4:¹⁵

$$Y1_t = (1 + L + L^2 + L^3 + L^4 + \dots + L^{11})X_t$$

$$Y2_t = -(1 - L + L^2 - L^3 + \dots - L^{11})X_t$$

$$Y3_t = -(L - L^3 + L^5 - L^7 + L^9 - L^{11})X_t$$

$$Y4_t = -(1 - L^2 + L^4 - L^6 + L^8 - L^{10})X_t$$

$$Y5_t = -\frac{1}{2}(1 + L - 2L^2 + L^3 + L^4 - 2L^5 + L^6 + L^7 - 2L^8 + L^9 + L^{10} - 2L^{11})X_t$$

$$Y6_t = \frac{\sqrt{3}}{2}(1 - L + L^3 - L^4 + L^6 - L^7 + L^9 - L^{10})X_t$$

$$Y7_t = \frac{1}{2}(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 - L^9 + L^{10} + 2L^{11})X_t$$

15 For details see Beaulieu and Miron (1993). Franses' (1991a, 1991b) alternative methodology uses only seven auxiliary variables to perform this test.

$$Y8_t = -\frac{\sqrt{3}}{2}(1 + L - L^3 - L^4 + L^6 + L^7 - L^9 - L^{10})X_t$$

$$Y9_t = -\frac{1}{2}(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 - L^9 + L^{10} + 2L^{11})X_t$$

$$Y9_t = -\frac{1}{2}(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 - L^9 + L^{10} + 2L^{11})X_t$$

$$Y10_t = \frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}L + 2L^2 - \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 + \sqrt{3}L^7 - 2L^8 + \sqrt{3}L^9 - L^{10})X_t$$

$$Y11_t = \frac{1}{2}(\sqrt{3} + L - L^3 - \sqrt{3}L^4 - 2L^5 - \sqrt{3}L^6 - L^7 + L^9 - \sqrt{3}L^{10} + 2L^{11})X_t$$

$$Y12_t = -\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}L + 2L^2 + \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 - \sqrt{3}L^7 - 2L^8 - \sqrt{3}L^9 - L^{10})X_t$$

The last auxiliary variable, defined as $Y13_t = (1 - L^{12})X_t$, is the dependent variable in equation (7) of section 3.1.

Abraham and Box (1978) factorise the $(1 - L^{12})$ operator in a different way:

$$(1 - L^{12}) = (1 - \sqrt{3}L + L^2)(1 - L + L^2)(1 + L^2)(1 + L + L^2)(1 + \sqrt{3}L + L^2)(1 + L)(1 - L)$$

The corresponding roots, periods and frequencies associated with each one of these factors are given in a table that we reproduce below.

Table A1

	Factor	Root	Period	Frequency in cycles per year
1	$1 - \sqrt{3}L + L^2$	$(\sqrt{3} \pm i) / 2$	12	1
2	$1 - L + L^2$	$(1 \pm i\sqrt{3}) / 2$	6	2
3	$1 + L^2$	$\pm i$	4	3
4	$1 + L + L^2$	$(-1 \pm i\sqrt{3}) / 2$	3	4
5	$1 + \sqrt{3}L + L^2$	$(-\sqrt{3} \pm i) / 2$	12/5	5
6	$1 + L$	-1	2	6
7	$1 - L$	1		Constant

Source: Abraham and Box (1978, p. 130).

References

- Abraham, B., Box, G. E. P. Deterministic and forecast-adaptive time-dependent models. *Applied Statistics*, 27, p. 120–130, 1978.
- Bacen. *Relatório anual*. Brasília, 1990.
- Beaulieu, J. J.; Miron, J. A. Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. *Journal of Econometrics*, 55, p. 305–328, 1993.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. *Time series analysis - Forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day, 1976.
- Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 79, n. 4, p. 1057–1072, 1981.
- Dickey, D. A.; Hasza, D. P., Fuller, W. A. Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association*, 79(386), p. 355-367, 1984.

- Engle, R. F.; Granger, C. W. J., Hallman, J. Merging short- and long-run forecasts. *Journal of Econometrics*, 40, p. 45–62, 1989
- Franses, P. H. *Model selection and seasonality in time series*. Tinbergen Institute Series, n. 18, 1991a.
- _____. Seasonality, non-stationarity and the forecasting of monthly time series. *International Journal of Forecasting*, 7, p. 199–208, 1991b.
- _____. *Periodicity and stochastic trends in economic time series*. Oxford: Oxford University Press, 1996.
- Granger, C. W. J., Newbold, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, p. 111–120, 1974.
- Haache, G. The demand for money in the United Kingdom: evidence since 1971. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 14, p. 284–305, 1974.
- Harvey, A., Scott, A. Seasonality in dynamic regression models. *Economic Journal*, 104(427), p. 1324–1345, 1994.
- Hylleberg, S. (editor). *Modelling seasonality*, Oxford: Oxford University Press, 1992.
- Hylleberg, S., Engle, R. F.; Granger, C. W. J., Yoo, B. S. Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, v. 44, n. 2, p. 215–238, 1990.
- Osborn, D. R., Chui, A. P. L., Smith, J. P.; Birchenhall, C. R. Seasonality and the order of integration for consumption. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, p. 361–377, 1988.

Algumas evidências da presença de não-linearidades compatíveis com caos determinístico no IBOVESPA na década de 1990

Newton Paulo Bueno[§]

RESUMO

O objetivo do trabalho é obter indícios da presença de dinâmica caótica determinística na evolução do IBOVESPA entre os anos de 1978 e 2000. Este tipo de dinâmica, como se sabe, implica que a série apresentará um alto grau de sensibilidade em relação a variações nas condições iniciais, mas não um comportamento aleatório. As técnicas utilizadas foram a do diagrama de recorrência e a de filtragens sucessivas com modelos auto-regressivos do tipo ARCH, capazes de modelar a heterocedasticidade condicional, seguidas por testes realizados por meio da estatística BDS. O resultado obtido foi a identificação de evidências da presença de dinâmica caótica na evolução do IBOVESPA durante alguns períodos da década de 1990.

Palavras-chave: dinâmica não linear, mercado de ações, teoria do caos.

ABSTRACT

The purpose of the paper is to look for indications of chaotic dynamics in the monthly evolution of IBOVESPA in the period 1978/2000. This kind of dynamics, as it is known, implicates that the series will present high sensibility to variations in initial conditions, but not a random behavior. The techniques employed were the recurrence plot followed by successive filtering of the residuals by ARCH's type autoregressive models, capable to model the conditional heterocedasticity; the final step was to test the residuals against BDS statistics. The conclusion obtained after filtering the series was the identification of evidences of chaotic dynamics in the evolution of IBOVESPA during the 1990's.

Key words: non-linear dynamics, stock market, chaos theory.

JEL classification: C4.

§ Doutor em Economia e Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Extensão Rural da Universidade Federal de Viçosa. e-mail: npbueno@ufv.br.

Agradeço os pertinentes comentários de Marcelo Arbex, que não tem, é claro, qualquer responsabilidade pelo texto final.

Recebido em agosto de 2001. Aceito em abril de 2002.

1 Introdução

Uma das expectativas que se criaram com as aplicações iniciais da teoria do caos à economia, a partir de meados da década de 1980, foi a de que algumas séries de tempo representativas da evolução de variáveis aparentemente estocásticas (depois de extraídos os componentes de tendência linear e de sazonalidade), como índices de preços de ações, poderiam apresentar um componente caótico determinístico até então não identificado. Supunha-se que, se cumprida essas expectativas, esse componente seria, pelo menos teoricamente, passível de previsão em períodos curtos, por meio de métodos não-lineares, como o de aproximações lineares locais, de análise espectral, dos vizinhos mais próximos, redes neurais, *splines* e outros (ver, por exemplo, Casdagli e Eubank, 1991, Herbst, 1992; Lebaron, 1992a, 1992b; Brock e Potter, 1993). O problema é que, à medida que as técnicas de detecção de não-linearidades foram sendo simultaneamente desenvolvidas, menos evidências convincentes de dinâmica caótica determinística foram encontradas em séries econômicas. Assim é que, por exemplo, frustraram-se as expectativas de que as séries macroeconômicas, como as de produção industrial e emprego, estivessem normalmente sujeitas a esse tipo de dinâmica. (Brock e Sayers, 1988; Frank e Stengos, 1988; Ramsey, Sayers e Rothman, 1990) Mesmo em séries onde os problemas de agregação e de obtenção de dados com a periodicidade necessária não eram tão limitantes para esse tipo de estudo, como nas séries de preços de ações, os resultados não têm sido muito melhores. Alguns dos trabalhos considerados clássicos no tema não encontraram evidência convincente de caos determinístico na evolução dos preços das ações na Bolsa de Valores americana (Hsieh, 1991), enquanto outros têm apresentado evidências apenas heurísticas deste padrão nessas séries. (Mayfield e Mizrach, 1992) Trabalhos recentes sobre o mercado de ações brasileiro, embora não concebidos para testar a presença de dinâmica caótica nos dados, confirmam os resultados internacionais, concluindo que modelos estocásticos de previsão de volatilidade da classe ARCH são capazes de reproduzir teoricamente vários fatos estilizados observados nas séries financeiras; isto é, concluem (implicitamente) não ser necessário recorrer às técnicas associadas à teoria do caos para apreender a dinâmica do mercado acionário brasileiro. (Herencia *et al.*, 1995; Morais e Portugal, 1999) Observe-se, entretanto, que tais modelos subestimam ou superestimam a verdadeira volatilidade para uma grande proporção dos retornos dos investimentos em ações (Herencia *et al.*, 1998), o que sugere a presença de um componente determinístico ou estocástico, mas modelável, remanescente não identificado.

O objetivo deste trabalho é mostrar que, diferentemente das conclusões obtidas pelos trabalhos acima mencionados, o emprego combinado de duas técnicas - o diagrama de recorrência e da filtragem progressiva da série de dados por meio de modelos do tipo ARCH,

testando os resíduos contra a estatística BDS (cujo significado será esclarecido à frente) - permite obter evidências sobre a presença de caos determinístico no mercado de ações brasileiro na década de 1990. Procurar-se-á mostrar especificamente que a técnica do diagrama de recorrência permite identificar os intervalos da série de dados onde a presença de dinâmica caótica é plausível e, portanto, identificar os períodos em que o processo de filtragem provavelmente não resultará em uma série de resíduo *white noise*, em que as estatísticas BDS não são significativas. Na seção seguinte do trabalho apresentam-se os elementos indispensáveis da teoria do caos para acompanhar a discussão posterior; na seção três descrevem-se os procedimentos metodológicos básicos adotados e, sucintamente, a técnica do diagrama de recorrência e o significado da estatística BDS. Na seção quatro identifica-se o período para o qual a série do IBOVESPA parece apresentar evidências de dinâmica caótica, de acordo com a técnica do diagrama de recorrência; nesta mesma seção testa-se essa possibilidade, filtrando-se os dados com modelos da classe ARCH, testando-se os resíduos com a estatística BDS. A seção 5 conclui o trabalho sugerindo que há evidências de caos determinístico na série diária do IBOVESPA entre 01/3/1990 e 30/12/98 e explicando a importância deste tipo de trabalho.

Alerta-se o eventual leitor que este trabalho restringe-se unicamente a tentar identificar não-linearidades na série do IBOVESPA compatíveis com caos determinístico. Portanto, foge completamente aos objetivos tentar especificar modelos de previsão, como os referidos no início dessa introdução. A identificação convincente de caos na evolução dos preços das ações é, entretanto, um passo preliminar indispensável para a eventual construção de modelos de previsão.

2 Elementos básicos da teoria do caos

Nesta seção apresentar-se-ão apenas os elementos essenciais da teoria para a compreensão do problema de pesquisa e da metodologia adotada; há inúmeros textos com graus variados de complexidade que fornecem uma visão geral sobre a questão, entre eles o clássico Gleick (1990) e o recente, e extremamente acessível, Gleiser (2002).

As duas características básicas da dinâmica caótica são: i) o fato de que trajetórias que se iniciam próximas umas das outras divergem completamente após um certo número de períodos e ii) a propriedade de que essa divergência, no entanto, circunscreve-se a um atrator no espaço de fases do sistema em questão. A primeira característica significa que o sistema em questão apresenta um ou mais expoentes de Lyapunov positivos e, a segunda, que ele apresentará baixa dimensão no espaço de fase.

Pode-se considerar os expoentes de Lyapunov como a taxa de divergência de trajetórias, como segue.

Seja o mapa unidimensional¹

$$X_{n+1} = F(X_n) \quad (1)$$

Assumam-se dois pontos iniciais x_0 e y_0 a distância entre eles

$$\delta = y_0 - x_0 \quad (2)$$

Suponha-se que depois de uma iteração a distância seja:

$$\delta' = y_1 - x_1 \quad (3)$$

De modo que se L mede a taxa exponencial de expansão entre as distâncias como resultado de uma iteração:

$$\delta' = e^L \delta \quad (4)$$

A equação (3) pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} \delta' &= F(y_0) - F(x_0) \\ &= F(x_0 + \delta) - F(x_0) \end{aligned} \quad (5)$$

Usando (4) e (5) tem-se:

$$|F(x_0 + \delta) - F(x_0)| = |\delta| e^L$$

Além disso, iterando-se o mapa N vezes tem-se:

¹ O argumento pode ser facilmente generalizado para mapas de várias dimensões, mas para os objetivos desta seção o caso mais simples parece ser suficiente.

$$|F^N(x_0 + \delta) - F^N(x_0)| = |\delta| e^{NL}$$

que pode ser escrita como

$$L = \frac{1}{N} \ln \left| \frac{F^N(x_0 + \delta) - F^N(x_0)}{\delta} \right|$$

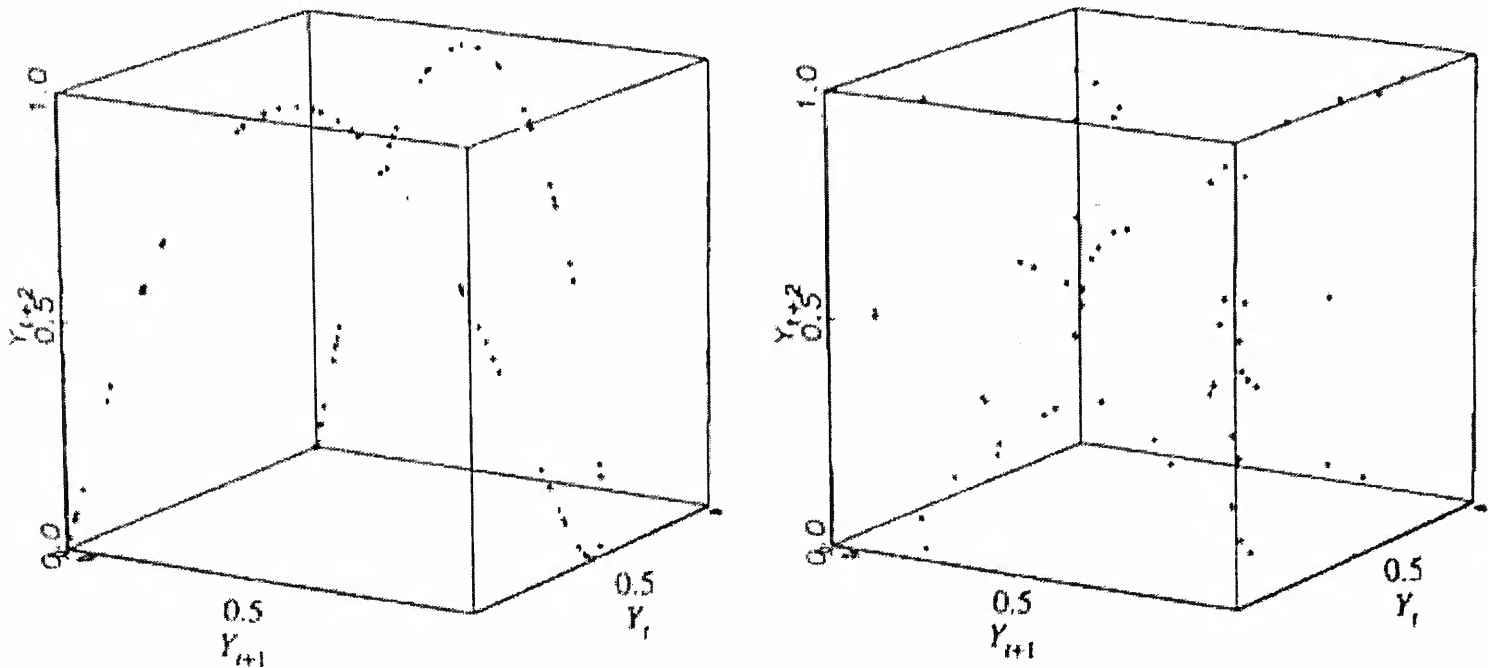
Como L depende de N e δ , considerando uma distância inicial infinitesimal depois de um número infinito de iterações tem-se:

$$\begin{aligned} \lambda(x_0) \equiv L(x_0) &= \lim_{N \rightarrow \infty} \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{1}{N} \ln \left| \frac{F^N(x_0 + \delta) - F^N(x_0)}{\delta} \right| \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \ln \left| \frac{dF^N(x_0)}{dx_0} \right| \end{aligned} \tag{6}$$

A expressão (6) é o expoente de Lyapunov. É imediato que valores desse expoente superiores a zero aumentam a divergência exponencial entre duas séries que partem de condições iniciais arbitrariamente próximas. Isto é, expoentes de Lyapunov maiores do que zero indicam que o sistema apresenta hipersensibilidade em relação às condições iniciais. Entretanto, para que sua dinâmica possa ser considerada caótica é necessário, como antes mencionado, que ele apresente estacionariedade, isto é, que a série de tempo que representa o sistema não seja simplesmente explosiva. Isto significa que a série tem que se desenvolver num espaço de fase limitado, o que, sob certas condições, pode ser demonstrado como significando que o atrator do sistema é de baixa dimensão: a segunda característica necessária para caracterizar um sistema sujeito à dinâmica caótica.

A Figura 1, a seguir, mostra uma série representativa de um sistema caótico (de baixa dimensão) e uma representativa de um sistema puramente estocástico. Observe-se que, diferentemente da primeira, a série estocástica ocupa integralmente o espaço tridimensional. Se fossem considerados retratos de fase de dimensão mais elevada, a série estocástica iria ocupar integralmente o espaço em cada uma dessas dimensões, enquanto que a série determinística permaneceria restrita ao espaço inicial.

Figura 1
Propriedades Dimensionais de Processos Caóticos e Processos Estocásticos



As técnicas do diagrama de recorrência e de teste contra a estatística BDS, descritas a seguir, permitem avaliar se uma série de tempo apresenta instabilidade e baixa dimensão no espaço de fase, isto é, permitem avaliar se a série pode estar representando a evolução de um sistema sujeito à dinâmica caótica.

3 Metodologia

3.1 Procedimentos básicos

A metodologia básica a ser empregada consiste em detectar, em primeiro lugar, as faixas onde parece mais plausível a ocorrência de dinâmica caótica na série mensal do IBOVESPA entre janeiro de 1978 e julho de 2000. Identificada a faixa na série de dados mensais em que a dinâmica caótica parece estar presente, adota-se o procedimento sugerido por Hsieh (1991) e empregado na maior parte dos estudos sobre detecção de caos no mercado de ações realizados posteriormente. Este procedimento consiste em filtrar a série, procurando-se eliminar três dos quatro tipos de dependência entre as observações, detectáveis pela estatística BDS: i) dependência linear; ii) não estacionariedade produzida por mudança estrutural na série de dados e; iii) dependência estocástica não-linear. O objetivo é obter séries de resíduos pós-filtragem do tipo ruído branco, como indicado pela estatística Q de Ljung-Box. Neste caso, não deveria haver mais qualquer padrão na série, e a estatística BDS deveria

ser não significativa. Se isso não ocorrer, isto é, se a estatística BDS for significativa mesmo após a eliminação desses três tipos de dependência entre as observações, pode-se concluir pela presença de não-linearidades compatíveis com a presença de caos determinístico na série do IBOVESPA.

3.2 Diagrama de recorrência e estatística BDS

A técnica do diagrama de recorrência foi concebida originalmente por Eckman *et al.* (1987) para detectar não-linearidades e, eventualmente, dinâmica caótica em sinais experimentais na física. Não se pode fazer aqui, evidentemente, uma revisão autocontida da já enormemente extensa literatura sobre dinâmica não-linear, caos e técnicas para detectá-los, mas é indispensável para os objetivos deste trabalho fornecer uma compreensão intuitiva do que se trata.

Séries de tempo representativas de sistemas sujeitos a dinâmicas altamente não-lineares apresentam-se aparentemente como processos estocásticos, em que as inovações são independente e identicamente distribuídas, isto é, têm média zero e variância constante. Em termos intuitivos, isso significa que as observações distribuem-se de forma aparentemente aleatória, não formando qualquer padrão identificável. O objetivo dos estudos em dinâmica não-linear, para os quais a técnica do diagrama de recorrência foi concebida, é tentar detectar padrões ocultos por trás dessa aparente aleatoriedade. No caso de sistemas sujeitos a dinâmicas caóticas, por exemplo, a aleatoriedade ocorre basicamente porque tais sistemas são altamente sensíveis em relação a variações em suas condições iniciais, mas restringe-se a certos limites. Embora o sistema seja imprevisível localmente, isto é, seja impossível prever o valor exato do estado que ele assumirá em qualquer ponto de sua trajetória futura a partir dos estados anteriores, pode-se identificar um padrão geral para a sua evolução de longo prazo. O exemplo mais conhecido é o famoso atrator de Lorenz para a evolução do clima, com suas estranhas asas de borboletas um pouco retorcidas, as quais restringem o espaço de fase em que o clima pode variar. O caos determinístico, em outras palavras, aparece quando o que parecia essencialmente arbitrário surge repentinamente organizado em um padrão geral identificável teórica e visualmente; isto é, o termo caos determinístico refere-se à dinâmica apresentada por alguns sistemas, que parece arbitrária, mas, na verdade, é produto de uma lógica altamente não-linear, em princípio identificável e passível de ser especificada matematicamente.

Sistemas não-lineares são sistemas que muitas vezes aparecem como “quase” caóticos, na medida em que são menos sensíveis em relação às condições iniciais, mas cujos padrões ou atratores, quando existem, não são óbvios, como os atratores de ponto fixo ou de ciclo limite. O diagrama de recorrência é uma técnica topológica (i.e., uma técnica que estuda a organização geral do atrator) simples de identificação de atratores dos sistemas altamente não-lineares.

A essência da técnica é demonstrar que as observações de uma série de tempo quase se repetem de tempos em tempos formando um padrão ou atrator. As observações podem, por exemplo, afastar-se de seus valores médios durante, digamos, vinte períodos, para novamente aproximar-se nos dez períodos seguintes, voltando a se afastar nos 18 ou 23 períodos seguintes. Se se conseguir identificar um padrão desse tipo, então forçosamente ter-se-á que admitir que existe uma lógica subjacente, em princípio identificável, que faz com que um pequeno afastamento do sistema de suas condições iniciais coloque em ação ciclos de realimentação positiva (*positive feedbacks loops*), contidos em algum momento por ciclos de realimentação negativa, que obrigam o sistema a voltar a convergir. Assim, um sistema altamente não-linear pode não ser explosivo, embora seja instável; não é também aleatório, uma vez que a probabilidade de um ponto qualquer de sua trajetória localizar-se no interior de seu atrator não é a mesma do que a de situar-se fora desse atrator, embora seja impossível muitas vezes prever sua trajetória exata.

O ponto de partida para implementar o algoritmo do diagrama de recorrência é a série de tempo $\{x_i\}$, no caso em questão a série do IBOVESPA médio mensal no período compreendido entre janeiro de 1978 e julho de 2000, considerando as observações isoladamente.² O passo seguinte é tornar a série estacionária, eliminando a tendência nos dados. Calculam-se a seguir os valores estimados $x_{i\ est}$, obtendo-se por resíduo os valores e_i . Se a tendência fosse a única força comandando a dinâmica da série do IBOVESPA, a série de erros e_i seria, então, independente e identicamente distribuída (IID), isto é, teria média zero e variância constante, e os erros seriam distribuídos aleatoriamente. Mas se não for esse o caso, ter-se-á períodos em que esses erros são sistematicamente pequenos, porque se uma observação ocorre próxima a uma órbita, a observação subsequente também o fará, seguidos por outros em que a divergência entre os valores observados aumenta substancialmente, porque a dinâmica é governada basicamente pela tendência de longo prazo e, portanto, os erros distribuem-se de forma aleatória. Para detectar as regiões onde um padrão oculto, além da tendência de longo prazo, está presente, computam-se todas as diferenças para cada observação x_i :

Se a diferença for superior a um certo valor (pequeno)³ ε , assinala-se um ponto preto no diagrama de recorrência; se for inferior, deixa-se em branco o espaço correspondente.⁴ O eixo horizontal do diagrama indica a observação de número i e o eixo vertical é designado para representar as observações x_i . Apenas para exemplificar, o diagrama a seguir (Figura 2),

2 Em termos mais técnicos, sem levar em conta uma dimensão de imersão.

3 Para efeitos práticos, adota-se como valor de referência inicial para ε o desvio padrão das observações dividido pela amplitude da série de tempo.

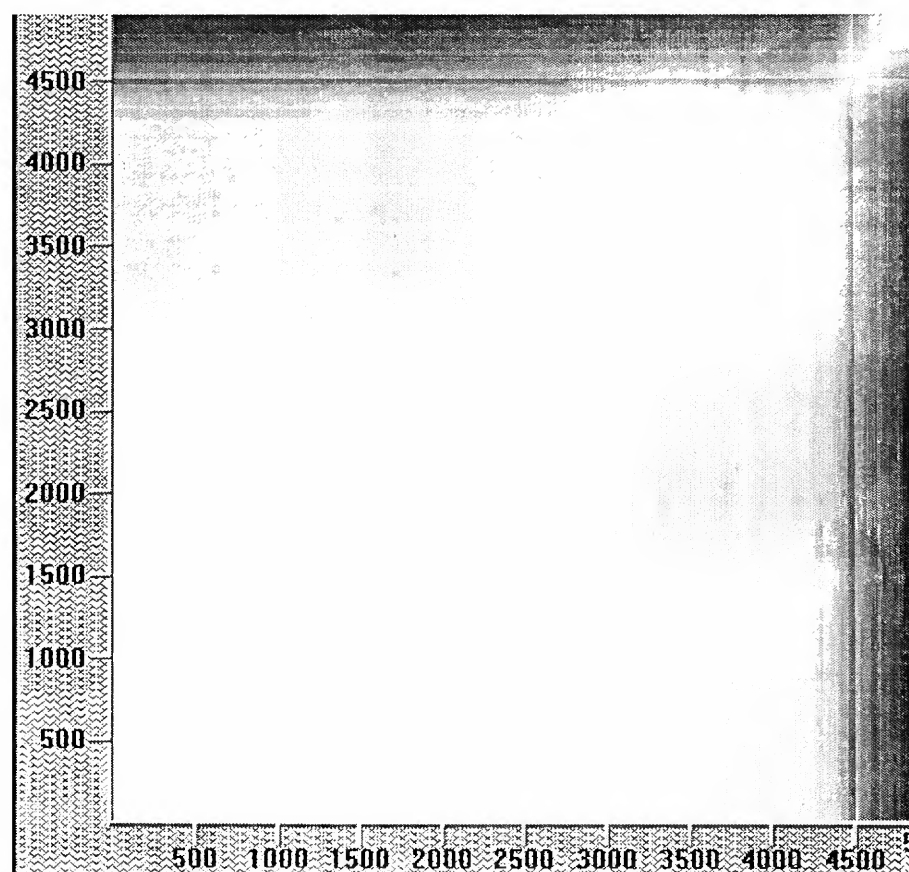
4 Isto é, fixa-se uma observação, por exemplo a primeira, e computa-se a diferença entre o valor desta primeira observação com os valores de todas as outras observações componentes da série.

construído com o *software Visual Recurrence Analysis*, desenvolvido por Kononov (1999) e a ser utilizado na seção seguinte do trabalho, representa 5000 observações diárias subseqüentes do índice Dow Jones:

Observe-se, em primeiro lugar, que os valores próximos à diagonal encontram-se em branco, o que significa que observações temporalmente próximas do índice refletem valores também próximos (até aproximadamente a observação de número 2700). Além disso, observa-se um primeiro padrão claro: os valores obtidos para várias observações subseqüentes estão bastante próximos (a diferença entre eles é pequena); assim, se o índice sobe em um dia, a tendência é que ele continue a subir no dia seguinte e no próximo. Esta faixa do diagrama aparece, portanto, como um grande quadrado branco. A partir daí, entretanto, esse padrão se desfaz, formando-se outro, representado pelo quadrado branco menor. As observações correspondentes relacionam-se entre si, mas não com as anteriores. Isto significa que a lógica que comanda a evolução do índice nesse período é diferente da do período anterior. Assim, se se deseja prever a evolução do índice, digamos, a partir da observação de número 3000, as informações contidas nas observações correspondentes ao primeiro quadrado branco serão inúteis, devendo ser utilizadas no modelo de previsão apenas as observações correspondentes ao segundo quadrado branco.

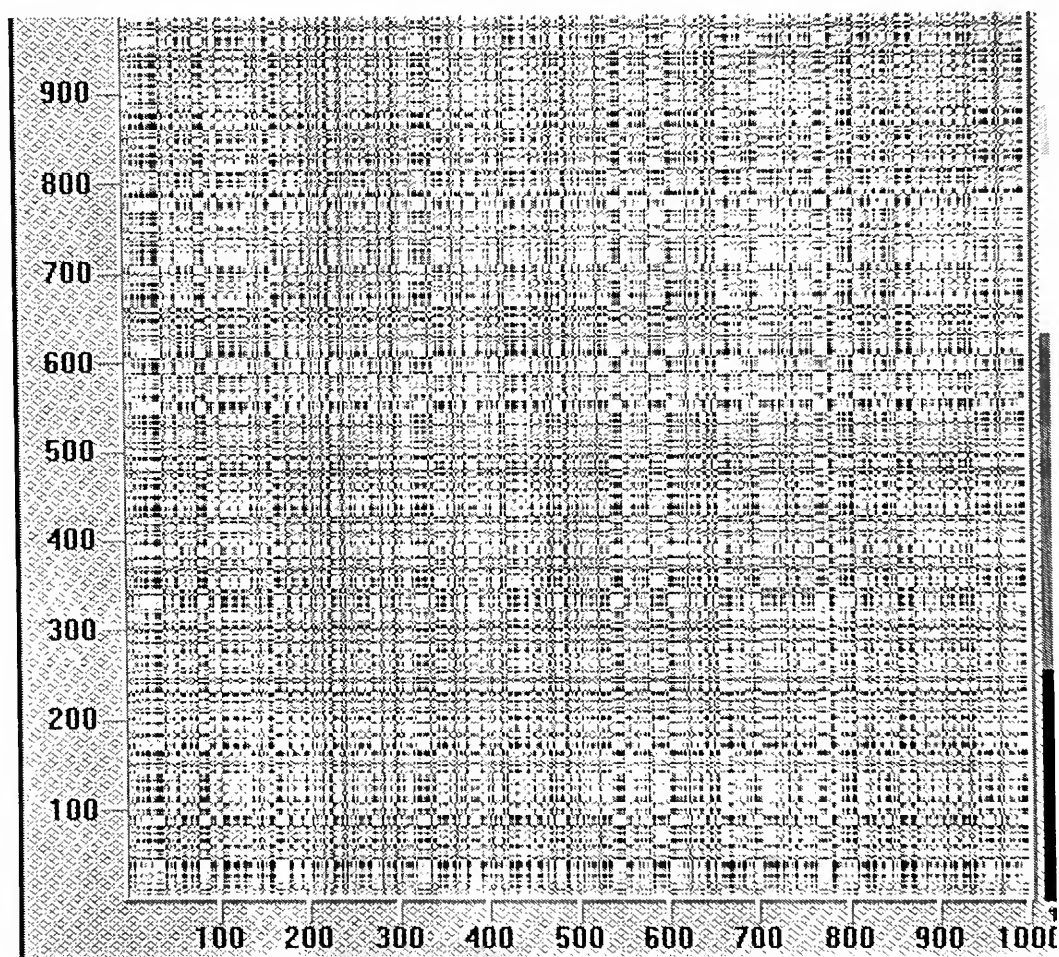
Figura 2

Diagrama de Recorrência para uma Série de Observações do Índice Dow Jones



O diagrama de recorrência permite, então, constatar a existência de dois períodos distintos na série temporal analisada, embora, evidentemente, não esclareça sobre o que provocou a mudança de padrão; mas, ao fazê-lo, fornece pistas importantes sobre o que, de fato, se precisa estudar por outros meios. Em particular, diz que existe realmente uma lógica governando a série (inclusive eventualmente dinâmicas não-lineares), a qual pode, em princípio, ser desvendada por análises teóricas e históricas. Não é o que acontece quando os dados se distribuem aleatoriamente, como representado no diagrama de recorrência de uma série independente e identicamente distribuída retratado na Figura 3. Neste caso, é impossível distinguir períodos, e qualquer exercício de previsão é inútil, simplesmente porque não há padrões a identificar.

Figura 3
Diagrama de Recorrência para uma Série Puramente Aleatória



O diagrama de recorrência é uma técnica de identificação de não-linearidades para a qual ainda não foi desenvolvida uma teoria estatística de erros padrões. Mas relaciona-se com outra técnica para a qual isso já foi feito. Trata-se da estatística BDS, desenvolvida por Brock, Dechert e Scheinkman (1987). Essa estatística, entretanto, diferentemente do diagrama de recorrência, só pode ser empregada de modo confiável para séries extensas, contendo no

mínimo 500, mas preferivelmente mais de 1000 observações. Uma vez identificado (com a técnica do diagrama de recorrência) o período em que a dinâmica caótica é plausível, pode-se então trabalhar com dados diários do IBOVESPA de modo a atender à exigência mínima de observações da estatística BDS.

A essência da técnica do diagrama de recorrência, como se viu, é mostrar que séries distribuídas de forma aparentemente aleatória apresentam, na verdade, uma ordem interna; isto é, ao invés de serem distribuídas ao acaso, as observações relacionam-se umas com as outras de forma muitas vezes não evidente, como quando existe um padrão não linear governando as séries. Para testar a existência desse padrão em uma série específica calculam-se as distâncias $|x_i - x_j|$ e avaliam-se os intervalos em que essa diferença é pequena formando os quadrados brancos detectados, por exemplo, na série do índice Dow Jones apresentada na subseção anterior.

A estatística BDS parte do mesmo princípio, isto é, da avaliação das distâncias entre as observações ou entre vetores contendo um conjunto de observações. Ao somatório das distâncias contidas em um intervalo ε (pequeno) denomina-se de integral de correlação da série⁵, para séries aleatórias, o valor da integral de correlação ($C_{1,T}(\varepsilon)^n$, na fórmula abaixo) será pequeno, visto que os valores das observações distribuem-se normalmente em termos de um valor médio, e grande para séries não-lineares, visto que as observações distribuem-se de forma determinística. A integral de correlação para a série ordenada é dada por ($C_{n,T}(\varepsilon)$) na fórmula abaixo; seu valor será relativamente elevado porque a probabilidade de um número maior de observações estarem próximas é maior quando a série não for distribuída aleatoriamente. Dito de uma outra forma, se a série é independente e identicamente distribuída (i.e., se as observações são distribuídas aleatoriamente), a probabilidade de uma diferença ser inferior a ε é a mesma do que a de ser superior a esse valor; assim, se se representar essa série no diagrama de recorrência, ela aparecerá como a Figura 4. Os padrões só surgem quando a probabilidade das diferenças entre os valores das observações serem menores do que ε for maior do que a das séries IID.

A estatística BDS é então calculada como a diferença entre esses dois últimos valores, isto é, seu valor é dado pela integral de correlação da série original menos os valores dessa inte-

5 A expressão para a integral de correlação de uma série de pontos distribuídos no espaço m-dimensional é dada por:

$$C_{m,T}(\varepsilon) = \sum_{t>s} I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m) \left[\frac{2}{T_m} (T_m - 1) \right],$$
 onde $T_m = T - (m - 1)$, $x_t^m = (x_t \cdots x_{t+m-1})$ e $I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m)$ é uma função indicador que iguala 1 se $\|x_t^m - x_s^m\| \leq \varepsilon$ e iguala zero nos outros casos

gral obtidos para séries de médias e variâncias idênticas, mas distribuídas aleatoriamente. Mais precisamente, o valor da estatística BDS, $W_{n,T}$, é dado por:

$$W_{n,T} = \frac{\sqrt{T}[C_{n,T}(\varepsilon) - C_{1,T}(\varepsilon)^n]}{\sigma_{n,T}(\varepsilon)}$$

Onde T é o número de observações considerado em uma amostra específica de observações, e σ uma estimativa do erro padrão assintótico de $[C_{n,T}(\varepsilon) - (C_{1,T}(\varepsilon))^n]$. As simulações para essa estatística realizada pelos autores mostram que ela tende a distribuir-se assintoticamente da forma normal padrão (ver, para mais detalhes: Brock *et al.*, 1991 e Hsieh, 1991).

O *software* desenvolvido por Dechert (1993) calcula o valor e a significância da estatística BDS, o que permite verificar se séries que apresentam padrões detectáveis visualmente passam também por esse teste de não-linearidade, isto é, apresentam estatísticas BDS com valores superiores aos valores críticos da distribuição normal padrão.

4 Resultados

4.1 A identificação de padrões gerais com o auxílio do diagrama de recorrência

A Figura 4 apresenta o diagrama de recorrência para a série do IBOVESPA mensal entre janeiro de 1978 e dezembro de 2000 filtrada da tendência, como explicitado na seção anterior.⁶

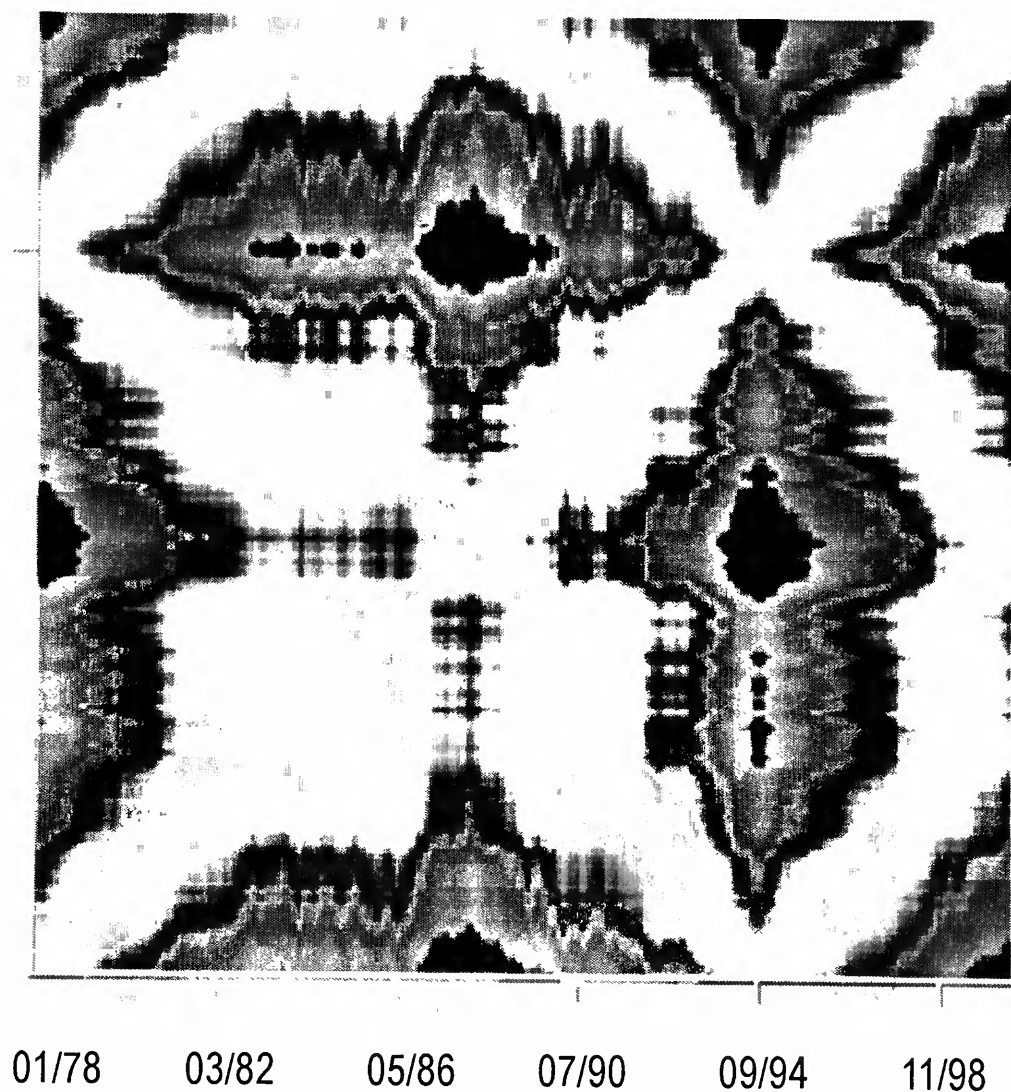
Na resolução a cores, distâncias maiores entre os resíduos são assinaladas com cores mais “frias” e vice-versa. Assim, observa-se a existência de uma fina estrutura nos dados que se torna mais marcada na figura que se forma na parte superior esquerda do diagrama e se reproduz no canto direito inferior. Como ocorre nos atratores caóticos, por exemplo no atrator que representa um conjunto de Mandelbrot,⁷ a dinâmica da série de resíduos parece ser

6 A equação estimada foi $\ln IBV = -23,9110 + 0,1370t$ $R^2 = 0,9588$.
(0,0000) (0,0000)

7 Ver, por exemplo, Creedy e Martin (1994, cap. 3); Anexo, apresenta-se uma representação do conjunto de Mandelbrot para efeito de comparação.

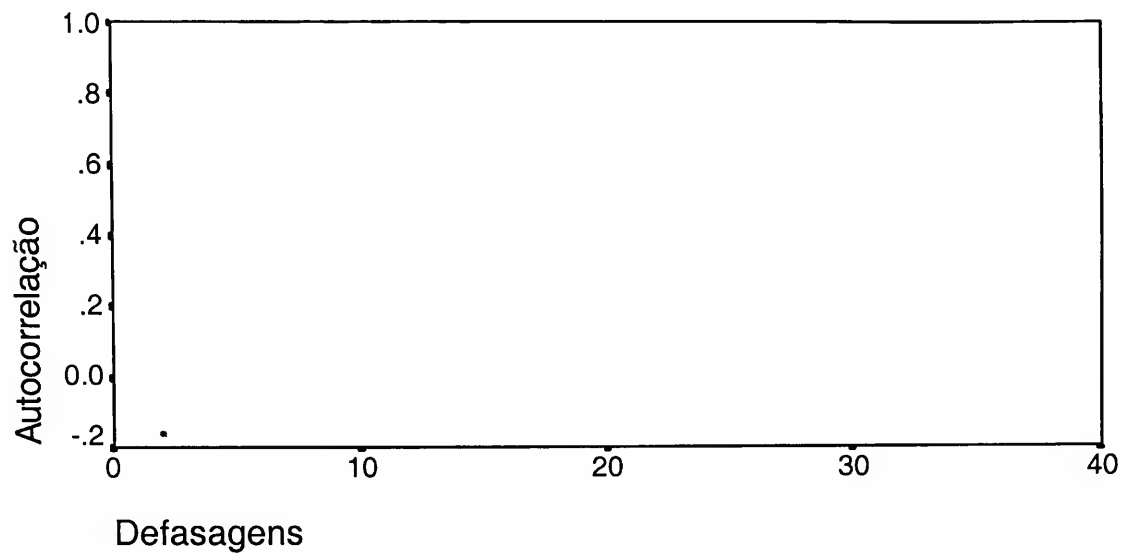
governada por um mecanismo basicamente determinista, embora muito sensível em relação às condições iniciais; isto pode ser verificado pela forma fractal das figuras que se reproduzem em escalas progressivamente menores (observe que a figura em verde reproduz em escala menor a figura em vermelho na faixa externa da figura completa e a figura azul, no centro, reproduz a figura em verde). Esta última característica é a propriedade mais típica e intrigante dos atratores caóticos, denominada de auto-similaridade. Observe-se que essa repetição de padrão nada tem a ver com uma possível sazonalidade nos dados, como mostrado pela função de autocorrelação parcial representada na Figura 5; caso houvesse sazonalidade, os dados da série tenderiam a mostrar algum grau de correlação com os dados correspondentes defasados em doze meses, que não é o que acontece.⁸

Figura 4
Diagrama de Recorrência para a Série Mensal de Resíduos do IBOVESPA



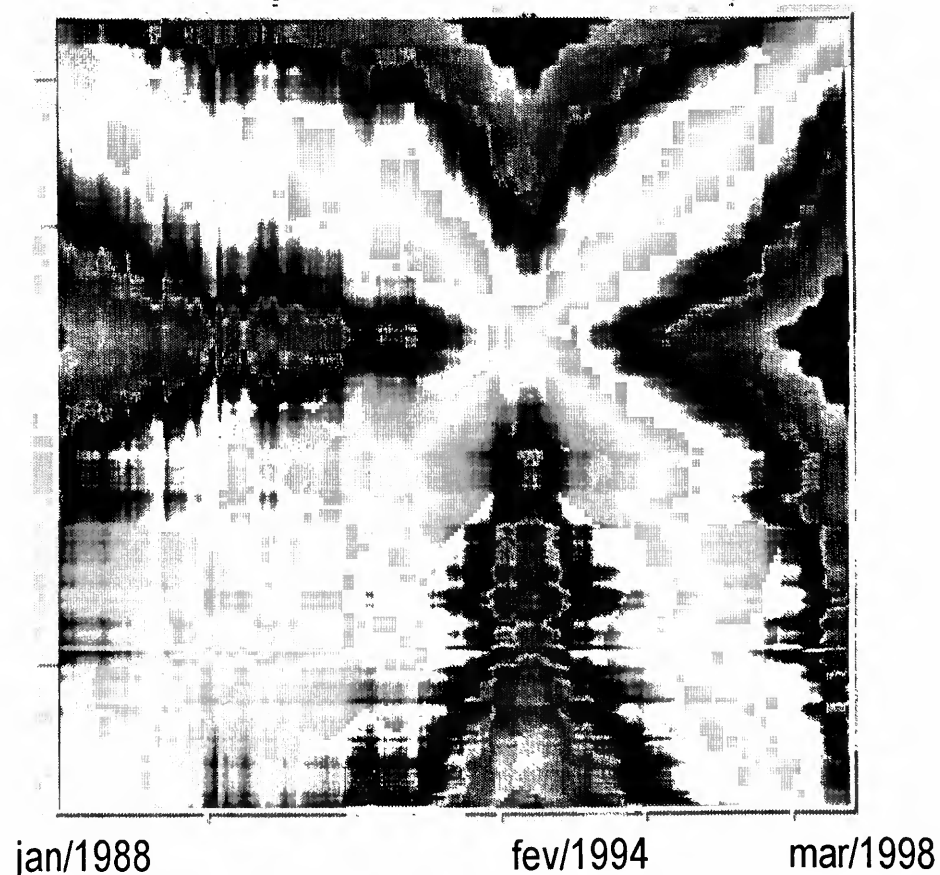
⁸ Ver por exemplo Pindyck e Rubinfeld (1998, p. 504).

Figura 5
Série de Resíduos do IBOVESPA - Função de Autocorrelação Parcial



Observe-se ainda que este mesmo padrão se forma se ao invés de se utilizar os resíduos da equação de regressão para dados mensais, utilizar-se dados diários. O diagrama representado na Figura 6, formando o mesmo padrão mostrado na Figura 4, foi construído com os resíduos da regressão de tendência para dados diários do IBOVESPA, no período janeiro de 1988/dezembro de 1998.

Figura 6
Diagrama de Recorrência para a Série Diária de Resíduos do IBOVESPA



O significado da propriedade de auto-similaridade, nesse contexto, é o de que a desordem e, portanto, a imprevisibilidade do sistema aumentam de acordo com certas regras as quais são, em princípio, identificáveis. Apenas para efeito de facilitar a compreensão, observe-se que, iniciando, por exemplo, em março de 1982 (Figura 4), os resíduos entre os valores estimados pela equação de regressão e os valores observados do IBOVESPA estão sempre muito próximos (isto é, a diferença entre eles é pequena) pelo menos até julho de 1990, quando começa a se formar a figura vermelha. Um pouco mais à frente (lembrando que as marcas no eixo das ordenadas correspondem simetricamente aos períodos destacados no eixo horizontal), forma-se a figura verde e, por volta de julho de 1994, a figura azul, que indica que o sistema encontra-se em seu mais elevado grau de instabilidade. É interessante observar que é fácil construir uma figura fractal, como a acima, a partir de um sistema perfeitamente determinista de equações diferenciais não-lineares, mas não há nenhuma razão para esperar que ela apareça em uma série de sinais, a menos que essa série seja produzida por um mecanismo determinístico. Existem boas razões, portanto, para supor que algum mecanismo deste tipo esteve em operação na década de 1990, o qual teria produzido uma dinâmica no mínimo semelhante à apresentada por muitos sistemas caóticos determinísticos já identificados em outras áreas de estudo. Na seção seguinte, procura-se testar rigorosamente essa possibilidade por meio da estatística BDS.

4.2 A identificação dos padrões ocultos

Focalizando a análise no período compreendido entre 01/03/1990 e 30/12/1998, dados diários de fechamento do IBOVESPA, constrói-se, em primeiro lugar, a série de retornos definida por:

$$R_t = \ln (IBV_t / IBV_{t-1})$$

O passo seguinte, uma vez que a primeira diferença normalmente remove a dependência linear nos dados (Hsieh, 1991), é eliminar a não-estacionariedade remanescente na série, removendo primeiramente a heterocedasticidade condicional nos dados por meio de modelos do tipo ARCH. Após essa filtragem, se se obtiver uma série em que os resíduos não estejam autocorrelacionados, de acordo com a estatística Q de Ljung-Box (e não houver indícios da presença de não estacionariedade produzida por mudança estrutural nos dados), haverá evidências da presença de não-linearidades compatíveis com caos determinístico se um número expressivo de estatísticas BDS para esses resíduos forem estatisticamente diferente de zero.

Após extraída a primeira diferença nos logaritmos, o modelo que minimizou o critério de Schwartz foi o AR (20) - GARCH (1,1), apresentado abaixo apenas com os termos estatisticamente significativos ao nível de 5% ou menos:

$$R_t = 0,00397 + 0,07842R_{t-1} + 0,05585R_{t-7} + 0,06073R_{t-8} + 0,04960R_{t-9} + 0,04382R_{t-17} + 0,03607R_{t-20}$$

$$h_t = 0,00001 + 0,14007\varepsilon_{t-1}^2 + 0,86456h_{t-1}$$

$$Q(8) = 3,037 \quad p(q) = (0,219)$$

$$Q(16) = 10,305 \quad p(q) = (0,414)$$

$$Q(24) = 24,423 \quad p(q) = (0,142)$$

$$Q(32) = 29,357 \quad p(q) = (0,295)$$

observações: 2155

A análise tradicional de volatilidade nos mercados financeiros pararia por aqui,⁹ considerando que, como não há correlação entre os resíduos tomados em grupos de 8, 16, 24 e 32 observações (as estatísticas Q não são significativas), o modelo teria captado qualquer possível padrão existente nos dados transformando a série de resíduos em ruído branco.

Entretanto, para isso ser verdade a série de resíduos $z_t = \frac{x_t}{\sigma_t}$ teria que passar no teste BDS, isto é, teria de gerar estatísticas BDS não significativas. Não é o que acontece nesse caso específico, ou seja, o modelo GARCH parece não captar toda a não-linearidade existente na série de retornos do IBOVSPA. A Tabela 1 apresenta as estatísticas BDS calculadas para a série de resíduos, considerando-se intervalos e de 0,5, 1,0, 1,5 e 2,0 desvios padrões normalizados pela amplitude da série e dimensões de imersão de 2 a 6.

9 Observe-se que o modelo acima é bastante semelhante aos estimados em outros trabalhos para o período, apresentando, em geral, as mesmas propriedades, como por exemplo o elevado grau de persistência a choques indicado pela presença de raiz próxima à unidade na equação da variância. Ver a respeito, entre outros, Morais e Portugal (1999).

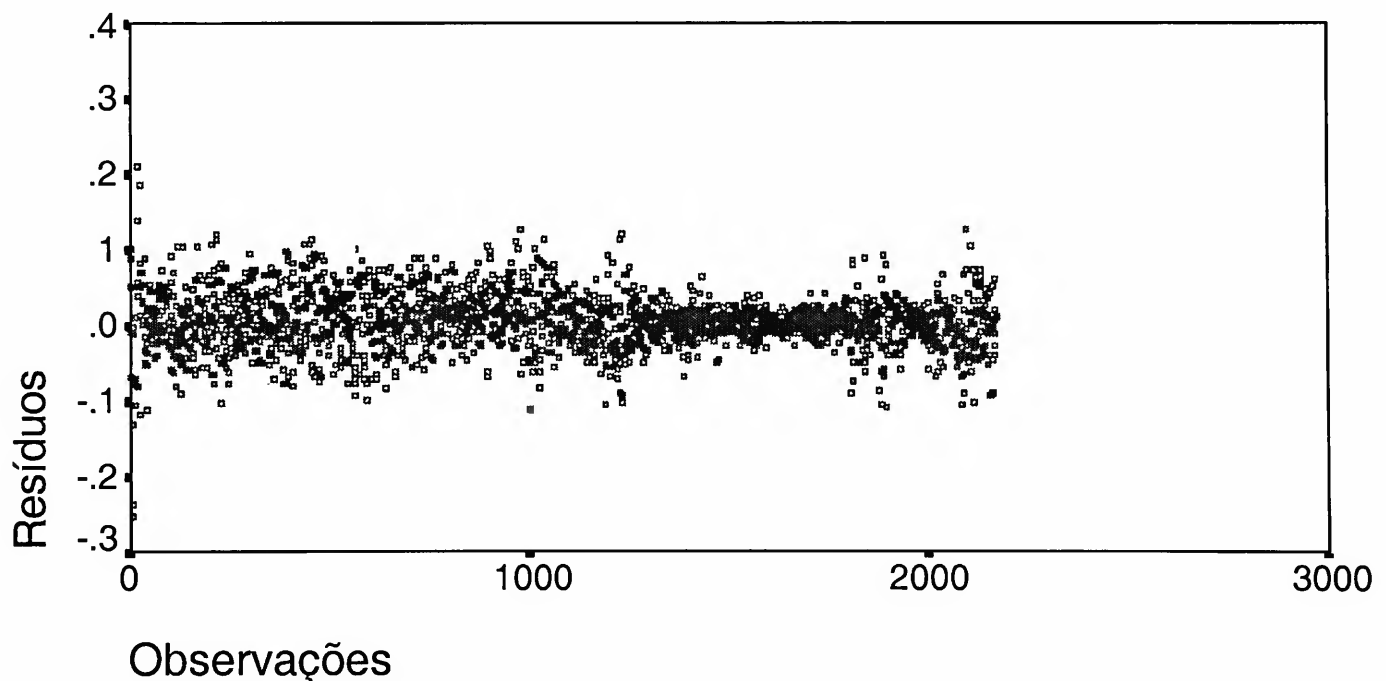
Tabela 1
Estatísticas BDS para a Série de Resíduos do Modelo
AR(20)-GARCH(1,1) do IBOVESPA Diário

	ϵ / σ			
	$\frac{1}{2}$	1	$\frac{3}{2}$	2
W2	0,589	1,080	0,944	0,587
W3	0,591	1,964*	2,113*	1,482
W4	0,591	2,549*	3,279*	2,528*
W5	0,446	2,756*	4,161*	3,505*
W6	0,318	2,709*	4,769*	4,412*

Os valores indicados com asterisco indicam estatísticas BDS significativas ao nível de 5% para teste bicaudal.

Resta finalmente verificar se as estatísticas BDS estariam captando algum processo de mudança estrutural nos dados. A Figura 7 indica que não parece ser esse o caso, pois a série de resíduos é visualmente estacionária; esta conclusão é corroborada pelo teste Phillips-Perron, que rejeita fortemente a hipótese de raiz unitária na série.

Figura 7
Resíduos Padronizados do IBOVESPA



Assim, o elevado número de estatísticas BDS significativas sugere a presença de algum tipo de ordem remanescente na série de resíduos, a qual, em razão das filtrações previamente realizadas, parece ser de natureza caótica.

5 Conclusão

Utilizando, de forma combinada, as técnicas do diagrama de recorrência e de filtragens sucessivas com modelos auto-regressivos do tipo ARCH, capazes de modelar a heterocedasticidade condicional, seguidas por testes realizados por meio da estatística BDS, acredita-se haver fornecido evidências acerca da presença de caos determinístico no IBOVESPA durante a maior parte da década de 1990. Não se explorou no texto a razão de por que exatamente o IBOVESPA tenha apresentado essa dinâmica no período. É tentador especular que o aprofundamento da abertura comercial na primeira metade dos anos 90 e os sucessivos choques produzidos pelas crises financeiras da segunda metade da década, que tornaram os mercados financeiros mais voláteis, tenham também os tornado mais “nervosos”, no sentido de reagirem com mais sensibilidade às variações nos fundamentos da economia. Para afirmar isso, entretanto, seriam necessários mais testes, o que está além dos objetivos do trabalho.

Por outro lado, considerando que os sistemas caóticos são imprevisíveis, devido à elevada sensibilidade em relação às condições iniciais, pode-se muito bem indagar qual o sentido prático de se realizar este tipo de trabalho. A justificativa inclui três argumentos.

Primeiro, um sistema caótico é imprevisível localmente, mas apresenta um grau de permanência identificável empiricamente no que se refere ao fato de apresentar atratores. Ou seja, se não se pode prever a evolução do sistema, digamos, mais de cinco períodos à frente, se é muitas vezes capaz de dizer os estados que o sistema **não** pode alcançar: as “zonas proibidas” do espaço de fase.

Um segundo argumento que justifica estudos como o aqui realizado é que há uma diferença fundamental entre sistemas que são imprevisíveis, em razão de estarem sujeitos a processos puramente aleatórios, e aqueles que são imprevisíveis por serem regidos por dinâmica caótica. Se se for capaz de separar uns dos outros, pode-se ganhar *insights* importantes sobre a dinâmica de curto prazo do sistema. Por exemplo, poder-se-á eventualmente concluir que o aumento da volatilidade do mercado de ações em um determinado período não se deva apenas, e nem principalmente, a uma série de choques aleatórios em mercados eficientes, mas ao fato de que esses choques colocam em ação mecanismos deterministas, ligados à formação de expectativas, que tornam o sistema intrinsecamente mais instável. Pode parecer pouco, mas também é possível que essa constatação possa fazer toda a diferença na composição de carteiras de investimento em momentos de instabilidade econômica.

O argumento final é o de que embora seja impossível fazer previsões de médio prazo em sistemas sujeitos à dinâmica caótica, tais sistemas apresentam, por assim dizer, uma certa

regularidade na produção de entropia, regularidade esta que poderia, em princípio, ser identificada e utilizada na elaboração de previsões de curto prazo. Em particular, é razoável acreditar que, mesmo em sistemas caóticos, técnicas não-lineares de previsão possam produzir estimativas melhores no curto prazo do que um gerador de números aleatórios.

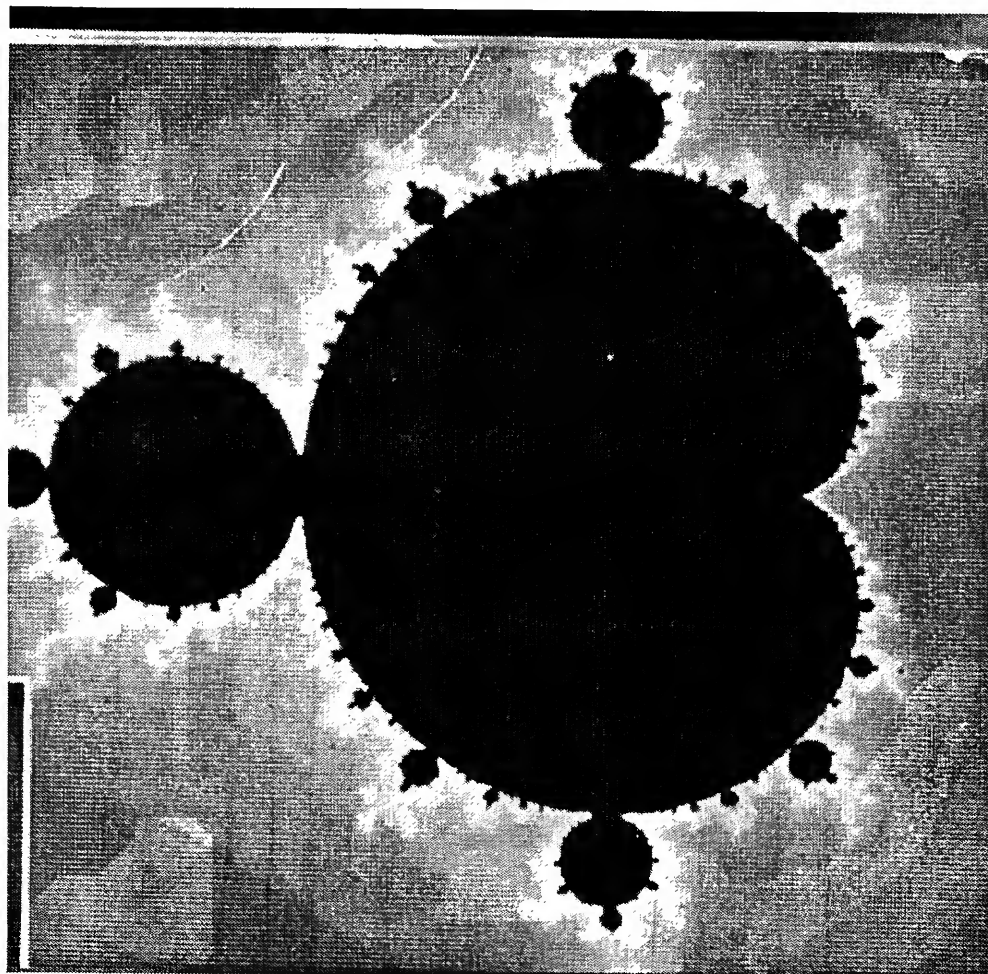
Referências

- Brock, W. D., Dechert, W., Scheinkman, J. *A test for independence based on the correlation dimension*. Working Paper, University of Wisconsin at Madison, 1987
- Brock, W. D., Hsieh, D., Lebaron, B.. *Nonlinear dynamics, chaos, and instability*. Cambridge, Mass.. MIT Press, 1991.
- Brock, W.; Potter, S. *Nonlinear time series and macroeconometrics*. Madison: Social Systems Research Institute, reprint series, n. 413, University of Wisconsin, 1993.
- Brock, W., Sayers, C. Is the business cycle characterized by deterministic chaos? *Journal of Monetary Economics*, 22, 1988.
- Casdagli, M., Eubank, S. (eds.) *Proc. 1990 NATO workshop on nonlinear modeling and forecasting*. Redwood City (Ca): Santa Fe Institute Series, Addison-Wesley, 1991.
- Creedy, J., Martin, V. *Chaos and non-linear models in economics*. Vermont: Edward Elgar, 1994.
- Dechert, D. *BDS stats*. Houston: Un. Houston, Dep. of Economics, 1993.
- Eckman, J. P.; Kamphorst, S. O., Ruelle, D. Recurrence plots of dynamical systems. *Europhysics Letters*, 4, 1987.
- Frank, M. Z., Stengos, T. Some evidence concerning macroeconomic chaos. *Journal of Monetary Economics*, 22, 1988.
- Gilmore, C. A new test for chaos. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 22, 1993.
- Gleick, J. *Caos - a criação de uma nova ciência*. Rio de Janeiro: Campus, 1990.
- Gleiser, I. *Caos e complexidade - a evolução do pensamento econômico*. Rio de Janeiro: Campus, 2002.

- Hsieh, D. Chaos and nonlinear dynamics: application to financial markets. *Journal of Finance*, XLVI, 1991.
- Herbst, A. *Analysing and forecasting futures prices*. New York: John Wiley & Sons, 1992.
- Herencia, M. Z.; Hotta, L. K., Valls Pereira, P. L. Filtragem e previsão com modelos de volatilidade: volatilidade estocástica versus GARCH. *Revista Brasileira de Economia*, v. 52, n. 2, abr/jun. 1998.
- Herencia, M. Z., Hotta, L. K.; Valls Pereira, P. L., Ferreira, J.; Mechi, M. Volatilidade nos retornos da Telebrás: uma comparação entre abordagens ARCH em modelos de volatilidade estocástica. *Anais do XVII Encontro Brasileiro de Econometria*, 1995.
- Kononov, E. *Visual recurrence analysis (VRA)*. 1999
- Lebaron, B. Some relation between volatility and serial correlation in stock market returns. *Journal of Business*, v. LXV, 1992a.
- _____. *Persistence of the Dow Jones index on rising volume*. Madison: Social Systems Research Institute, W.P. n. 9201, University of Wisconsin, 1992b.
- Mayfield, E. S., Mizrach, B. On determining the dimension of real-time stock-price data. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, July 1992.
- Morais, I., Portugal, M. Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do IBOVESPA. *Estudos Econômicos*, v. 29, n. 3, p. 303-341, jul./set. 1999.
- Pindyck, R., Rubinfeld, D. *Econometric models and economic forecasts*. Boston: Irwin McGraw-Hill, 1998.
- Ramsey, J., Sayers, C., Rothman, P. The statistical properties of dimension calculations using small data sets; some economic applications. *International Economic Review*, v. 31, n. 4, 1990.

Anexo

O Conjunto de Mandelbrot



Fonte: Gleick (1990).

Eficiência das instituições públicas: o caso da lei de trânsito brasileira*

Marcos Mendes[§]

RESUMO

A microeconomia mostra que é Pareto-ineficiente prover bens públicos em mercados privados. São necessárias instituições, em especial leis, que garantam ar puro, segurança no trânsito ou estabilidade fiscal. Todavia, como mostra Becker (1968), o respeito às leis depende de cálculo de custo-benefício pelo potencial infrator. O artigo avalia a eficácia da lei de trânsito brasileira de 1998, cujo objetivo foi reduzir a mortalidade em acidentes. Mostra-se que tal redução foi apenas temporária. Se este for um indicador de baixa credibilidade das regras sociais no País, aplicável a situações como responsabilidade fiscal e proteção de patentes, então, de acordo com a literatura de economia institucional, há incentivos contrários ao investimento e crescimento no longo prazo.

Palavras-chave: instituições, bens públicos, série de tempo, análise de intervenção, função de transferência, Box-Jenkins, lei de trânsito.

ABSTRACT

Microeconomic theory shows that it is Pareto-inefficient to deliver public goods through private markets. Institutions – especially laws – are necessary to provide public goods like clear air, traffic security and fiscal stability. However law compliance depends on a benefit-cost evaluation made by the potential law-breaker, as shown by Becker (1968). This paper studies the efficiency of the Brazilian traffic law, effective in 1998, which objective was the mortality reduction in traffic related accidents. It is shown that this reduction was only temporary. If this evidence is an indicator of low credibility of social rules in Brazil, valid to situations like fiscal responsibility and patent protection so, according to the new institutional economics, there are negative incentives to investment and growth in the long run.

Key words: institutions, public goods, time series, intervention analysis, transfer function, Box-Jenkins, traffic law.

JEL classification: C22, K32.

* Agradeço a David D. Lima (Instituto de Segurança no Trânsito); Manuelito Magalhães, Roberto M. Fernandes e Fábio Gomes (Ministério da Saúde); Eduardo Almeida (USP); Maria E. T. Pianto e Bernardo Müller (UnB); João Faria (Univ. Texas) e pareceristas anônimos desta revista por importantes comentários e/ou material técnico fornecido.

§ Doutorando em Economia IPE/USP. Pesquisador Instituto Braudel. Consultor Econômico do Senado Federal.

Recebido em setembro de 2001. Aceito em março de 2002.

1 Introdução

Este artigo avalia a eficácia das instituições públicas brasileiras na provisão de um bem público: a segurança no trânsito. Em janeiro de 1998 entrou em vigor um novo Código de Trânsito com o objetivo de reduzir a mortalidade em acidentes automobilísticos. Trata-se de avaliar se esta mudança institucional foi capaz de produzir uma mudança de regime, ou seja, uma redução significativa e permanente na mortalidade.

Segurança no trânsito, ar puro e estabilidade fiscal e monetária são exemplos de bens públicos. Em todos esses casos é preciso impor limites a ações de agentes individuais (motoristas, indústrias poluidoras, governos deficitários) que geram externalidades negativas para a sociedade. A teoria microeconômica demonstra que é Pareto-ineficiente a provisão de bens públicos em mercados privados.¹ O clássico problema do *free-rider* impõe que a provisão desses bens seja feita mediante ação governamental.

As instituições - em especial as leis - são "*absolutely necessary with respect to the production and quality of public goods, like clean air or security in the streets.*" (Banco Mundial, 1998, p. 15) Prover bens públicos por meio de leis significa estabelecer limites máximos ao comportamento individual gerador de externalidades negativas e a correspondente punição aos infratores.

Todavia, a simples existência de uma lei com regras e punições não garante a sua obediência. Como estabeleceu Gary Becker (1968), em seu clássico artigo *Crime and Punishment: an economic approach*, o respeito ou não à lei decorre de um cálculo de custo-benefício por parte do potencial infrator. Quanto maior a severidade e a probabilidade de punição, menor o valor esperado do benefício de se burlar a lei.

Diversos fatores afetam a probabilidade e os custos da punição de um infrator: a baixa capacidade técnica dos órgãos de fiscalização; o alto custo enfrentado pelo fiscalizador para obter informações sobre o fiscalizado; a existência de um problema de principal-agente entre o órgão de fiscalização (que deseja punir o infrator) e o fiscal (que pode aproveitar o poder delegado para obter renda, via corrupção); a ineficiência e lentidão do judiciário no julgamento dos infratores, que pode tornar lucrativo um ato ilícito que gere ganhos hoje e multas em um futuro remoto. Além disso, a fixação de penalidades excessivamente rígidas pode induzir a autoridade a ser condescendente na aplicação da lei. (Kadambe e Segerson, 1998)

1 Laffont (1996, p. 33).

A capacidade das instituições para restringir comportamentos individuais socialmente indesejados também é uma variável-chave para a linha de pesquisa conhecida como *Nova Economia Institucional*,² cuja preocupação principal é estudar a relação causal entre a qualidade das regras sociais e o crescimento econômico, a redução da pobreza e a estabilidade macroeconômica. As instituições representam uma estrutura de incentivos adicional ao sistema de preços que pode determinar o comportamento dos indivíduos. Brunnetti, Kisunko e Weder (1997), por exemplo, encontram uma relação direta entre um índice de credibilidade de regras sociais e o crescimento econômico, em uma análise de diversos países em *cross-section*.

Desta forma, a avaliação da eficácia das instituições para garantir a provisão de bens públicos torna-se um relevante problema de economia aplicada. Este ponto é especialmente relevante para a economia brasileira, que nos anos 90 iniciou um processo de reforma institucional visando, justamente, melhorar a performance em indicadores sociais e econômicos. Tem sido feito esforço, por exemplo, no sentido de se estabelecer novos regimes fiscal e monetário, por meio de uma Lei de Responsabilidade Fiscal e de autonomia operacional do Banco Central. Foi aprovada, em passado recente, uma lei de patentes e propriedade intelectual, e discutem-se no Congresso Nacional medidas legais voltadas à redução da criminalidade bem como um código de proteção ambiental.

Todavia, pouco se sabe sobre a capacidade da sociedade brasileira para transformar a letra da lei em bens públicos efetivamente à disposição da população. Um caso que permite uma clara quantificação do sucesso ou insucesso na aplicação da legislação refere-se à lei de trânsito, cuja performance pode ser medida por meio dos índices de mortalidade em acidentes automobilísticos.

É nesse sentido que o presente artigo se propõe a fazer uma avaliação econométrica da eficácia do Código de Trânsito Brasileiro. Aplica-se o modelo de análise de intervenção, proposto por Box e Tiao (1975) dentro da tradição de modelos ARIMA, já bastante utilizado na literatura em avaliação de eficácia de leis de trânsito. (Bhattacharyya e Layton, 1977; Abraham, 1987; Ray, 1989)

Para auferir o impacto de uma nova legislação sobre uma série de tempo não basta comparar a média da série antes e após a implantação da lei. É preciso levar em conta a tendência, a sazonalidade e a estrutura de correlação dos ruídos, que podem estar obscurecendo o verdadeiro efeito da intervenção sobre a série. Daí a necessidade de se

2 North (1991), Williamson (2000).

modelar a série utilizando-se análise de intervenção. Esta metodologia apresenta, ainda, as vantagens de oferecer um teste de significância estatística para o efeito da intervenção, bem como permite auferir o tipo de impacto sobre a série: se temporário ou permanente, se gradual ou abrupto, se contemporâneo ou defasado. Se o impacto da legislação for temporário, pode-se ainda medir a velocidade com que esse impacto se anula. (Narayan e Considine, 1989)

Utiliza-se, também, um modelo de função de transferência (Vandale, 1983; Liu *et al.*, 1992), que nada mais é do que a inclusão, na análise de intervenção, de variáveis explicativas que tenham capacidade de funcionar como previsores de valores futuros ou contemporâneos da variável sob análise. Ou seja, estabelece-se uma relação de causalidade no sentido de Granger (1969).

Há significativa evidência de que o impacto da lei sobre a mortalidade foi apenas temporário. O modelo final indica uma redução imediata de 13% na taxa de mortalidade, mas esta volta a crescer ao longo dos meses, estimando-se que o efeito da lei esteja anulado após 12 meses.

De modo geral, fica clara a importância de se aperfeiçoar as instituições dedicadas à produção de bens públicos. Em termos específicos da política de trânsito, seria o caso de se estudar problemas relativos à capacidade de administração e fiscalização, corrupção, multas em valores excessivo, regras inexecutáveis, procedimentos administrativos e judiciais que protelam a punição, educação para o trânsito e adequadas condições de conservação de estradas, ruas e sinalização.

A próxima seção faz uma breve descrição da nova lei de trânsito. A seção 3 apresenta a análise de intervenção. A seção 4 mostra a análise de função de transferência e checa modelos alternativos. Na seção 5 comentam-se os resultados e conclui-se o trabalho.

2 O código de trânsito brasileiro

Em 22 de janeiro de 1998 entrou em vigor a Lei 9.503/97, de âmbito federal, que instituiu o novo Código de Trânsito Brasileiro. Seu objetivo principal foi reduzir o alto índice de acidentes, mortalidade e ferimentos graves ocorridos tanto nas estradas quanto no tráfego urbano. De acordo com o Programa de Redução de Acidentes nas Estradas (PARE), do Ministério dos Transportes, “*em média 350 mil pessoas ficam feridas por ano*” em acidentes de trânsito. O custo financeiro da violência no trânsito gira em torno de 4 bilhões de dólares ao ano. Mais de 50% dos acidentados são jovens, com idade inferior a 35 anos e, portanto, com um longo período de vida produtiva pela frente, que fica prejudicado ou

inviabilizado. Além disso, deve-se registrar o ônus imposto ao sistema hospitalar do País, visto que “*dos leitos de traumatologia dos hospitais do país, 62% são ocupados por acidentados de trânsito.*”³ Em 1997, ano anterior à implantação do código, o Ministério da Saúde registrou 33.232 óbitos cuja causa foram os acidentes de trânsito.⁴

A nova lei consistiu em uma combinação de normas mais rígidas, elevação do valor das multas e das penas associadas às infrações de trânsito, transformação em crime de práticas antes consideradas apenas irregularidades, ênfase em campanhas educativas e aperfeiçoamento gerencial da administração do trânsito.

O uso de cinto de segurança, antes obrigatório apenas nas estradas, passou a ser compulsório também nas cidades. Tornou-se obrigatório o uso de capacetes em motocicletas e a condução de menores de 10 anos no banco traseiro dos automóveis. Criou-se um sistema de pontuação para infrações de trânsito (divididas em gravíssimas, graves, médias e leves), segundo o qual, ao completar 21 pontos, o motorista tem a habilitação temporariamente cassada e deve passar por um curso de reciclagem. Foi criada a figura do crime de trânsito, que sujeita o motorista à pena de prisão de até 4 anos para atos como homicídio culposo ou lesão corporal na direção de veículo.

O valor das multas passou a ser proporcional à gravidade da infração, podendo chegar a R\$ 960, valor que supera a renda mensal de grande parcela dos motoristas do País. Foi autorizado o uso de radares eletrônicos, tanto nas cidades como nas estradas, como ferramenta para fiscalizar e punir motoristas em alta velocidade. Criou-se um registro nacional de veículos que, entre outras vantagens, deveria viabilizar a cobrança de multas aplicadas fora do estado onde o veículo está registrado.

Trata-se, portanto, de um conjunto de normas rígidas, que ameaçam o potencial infrator com penalidades elevadas, e que teve significativa cobertura da mídia e interesse da população. Isso pressupõe uma redução no benefício líquido calculado pelos potenciais infratores das leis de trânsito, abrindo a possibilidade de que viesse a gerar resultados efetivos, reduzindo a mortalidade. A próxima seção procura estimar o impacto da lei sobre o índice de mortalidade no trânsito.

3 www.transportes.gov.br/Pare/d_gerais.htm

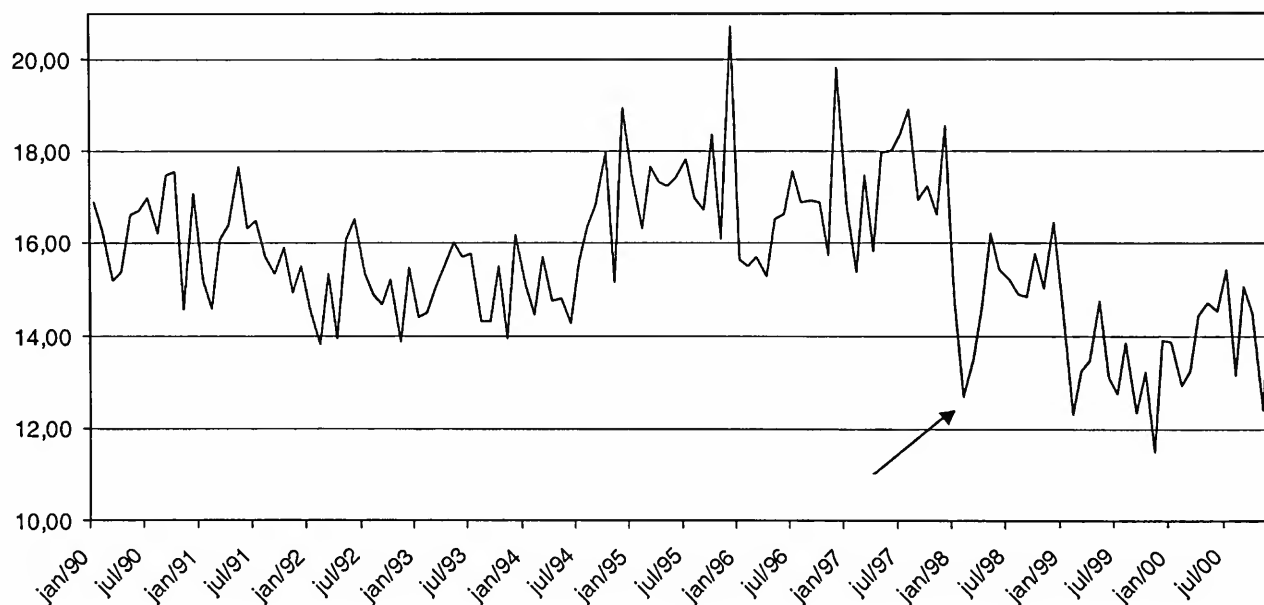
4 Ministério da Saúde. Fundação Nacional de Saúde (FUNASA).

3 Análise de intervenção

A série estatística a ser analisada é a taxa de mortalidade no trânsito. Ela é formada pela divisão do número de mortos em acidentes de trânsito (assim classificados e registrados pelo Ministério da Saúde - Fundação Nacional de Saúde) pelo número de habitantes do País.⁵ Os mortos no trânsito incluem não somente motoristas e passageiros de veículos, mas também pedestres e ciclistas mortos em acidentes. Os dados são mensais e referem-se ao período janeiro/90 a dezembro/2000. Há, portanto, 97 observações antes da vigência da lei e 35 observações após tal intervenção. O Gráfico 1 exibe a série.

Uma seta indica a taxa de mortalidade no primeiro mês de vigência do Código (fevereiro de 1998). Percebe-se que há uma inequívoca queda neste mês. Não fica claro, contudo, se a série se mantém em um patamar mais baixo após a intervenção (indicando um efeito permanente da lei sobre a mortalidade), ou se há uma tendência de crescimento e retorno gradual à média do período anterior à intervenção (o que caracterizaria um efeito apenas temporário da legislação).

Gráfico 1
Óbitos em Acidentes de Trânsito por 1 milhão de habitantes



Fontes: Ministério da Saúde-FUNASA e IBGE.

5 O número de habitantes mês a mês foi obtido da seguinte forma: tomou-se, para agosto de 1991, agosto de 1996 e agosto de 2000, a população total registrada pelo IBGE nos censos de 1991 e 2000, bem como na contagem populacional de 1996. Para os meses intermediários calculou-se a população por interpolação dos valores daqueles três meses. Para os meses anteriores a agosto de 1991 utilizou-se a taxa mensal de crescimento entre 1991 e 1996.

Nesse sentido, o principal desafio passa a ser identificar qual o tipo de impacto da lei sobre a mortalidade: se permanente ou temporário. Assim, cada uma das diferentes especificações do modelo será estimada em duas versões: uma considerando a intervenção definitiva e outra considerando a intervenção temporária.

Uma outra característica da série, que se percebe com clareza no Gráfico 1, é de que em meados de 1994 houve uma aceleração na mortalidade, com a série saltando para um patamar mais elevado. Nota-se igualmente um padrão sazonal, com a mortalidade apresentando pico nos meses de janeiro, provavelmente por causa do intenso trânsito nas estradas durante as férias de verão. Essas características precisarão ser modeladas.

Antes de proceder à estimação, é preciso deixar claro as hipóteses sobre as quais se assentam a análise de intervenção (Bhattacharyya e Layton, 1977; Abraham, 1987):

O número de pessoas expostas ao risco de morrer no trânsito cresce na mesma proporção da população total do País. Ou seja, pressupõe-se constante o porcentual da população utilizando estradas, andando de bicicleta, dirigindo carros etc.

Não há mudança intensa no tipo de transporte utilizado pela população.⁶

O grau de imprudência de motoristas, ciclistas e pedestres é constante ao longo do tempo, exceto pela influência da nova lei.

Nenhuma outra intervenção ocorreu no período em estudo, além da nova lei.

A estrutura do ruído do modelo ARIMA permanece a mesma antes e depois da intervenção, não sendo por ela afetada.

Levando em conta as características da série apresentadas pelo Gráfico 1, estimou-se⁷ um modelo ARIMA com um componente de intervenção. Após processo usual de identificação, seleção e diagnóstico chegou-se a um processo auto-regressivo com componente sazonal SARIMA (2,0,0)X(1,0,0)₁₂.⁸ Inicialmente modelou-se o impacto da lei como definitivo (efeito

6 Esta hipótese não se sustenta, por exemplo, quando há aumento do uso de motocicletas (modalidade mais arriscada) em detrimento dos automóveis e transportes coletivos, nos grandes centros, para evitar os crescentes congestionamentos. Por isso a hipótese será relaxada na próxima seção.

7 A estimação foi realizado por máxima verossimilhança, usando o pacote estatístico SCA *Statistical System* (versão 5.2 - *Professional*).

8 A literatura utiliza dois métodos distintos para identificar modelos ARIMA na presença de intervenções. O primeiro deles utiliza apenas os dados pré ou pós-intervenção. No segundo método estima-se, primeiro, um modelo com uma constante e uma variável *dummy* para intervenção. O resíduo obtido neste modelo é, então, submetido ao processo de identificação. No presente caso, foram utilizados os dois métodos, com resultados idênticos.

não se esvai ao longo dos meses seguintes). O mesmo modelo será, em seguida, estimado com intervenção de efeito temporário e os resultados serão comparados.

A equação abaixo apresenta o modelo de impacto permanente, e a coluna I da Tabela 1 mostra o valor dos parâmetros estimados (os valores entre parêntesis são as estatísticas “t” associadas a cada estimativa):

$$y_t = C + w.T_t + \frac{e_t}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_1 B^{12})}$$

onde:

y_t = logaritmo da taxa de mortalidade em acidentes de trânsito

T_t = variável *dummy* com valor zero antes de fev/98 e 1 a partir de fev/98

w = taxa de variação proporcional da mortalidade associada a T_t

ϕ_i = componente auto-regressivo de ordem i

Φ_1 = componente auto-regressivo sazonal de ordem 1

$$C = (1 - \phi_1 - \phi_2)(1 - \Phi_1)\mu$$

μ = média da série

e_t = ruído branco

Tabela 1
Resultados da Estimação dos Modelos de Intervenção e Função de Transferência

	Nº de Difer.	lag	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Constante			2,78 (59,9)	2,73 (43,4)	2,77 (57,5)	2,72 (43,2)	2,77 (60,8)	2,72 (45,5)	2,16 (8,30)	2,19 (8,35)
w			-0,112 (2,74)	-0,107 (2,10)	-0,110 (2,66)	-0,127 (2,66)	-0,111 (2,78)	-0,132 (2,82)	-0,108 (3,15)	-0,126 (3,16)
δ				0,576 (1,51)		0,545 (1,66)		0,546 (1,85)		0,521 (1,91)
Renda	1	t-0							0,21 (1,81)	0,19 (1,81)
Renda	1	t-1			0,39 (3,07)	0,40 (3,28)	0,38 (3,10)	0,40 (3,34)	0,33 (3,00)	0,34 (3,20)
Moto	1	t-1							0,07 (2,33)	0,08 (2,57)
Moto	1	t-2					0,08 (2,58)	0,08 (2,53)	0,10 (3,07)	0,10 (3,07)
Moto	1	t-3							0,08 (2,57)	0,08 (2,69)
Moto	1	t-4					0,06 (1,86)	0,06 (2,07)	0,09 (3,10)	0,10 (3,46)
Bebida	0	t-1							0,13 (2,31)	0,11 (2,05)
ϕ_1			0,42 (4,66)	0,45 (5,13)	0,37 (4,13)	0,38 (4,45)	0,33 (3,70)	0,34 (3,99)	0,39 (3,92)	0,40 (4,24)
ϕ_2			0,27 (3,04)	0,33 (3,69)	0,35 (4,02)	0,42 (4,89)	0,41 (4,58)	0,48 (5,58)	0,31 (3,10)	0,42 (4,23)
Φ_1			0,58 (7,56)	0,59 (7,79)	0,54 (6,88)	0,54 (6,87)	0,50 (6,14)	0,50 (6,08)	0,61 (7,53)	0,62 (7,69)
Nº de Obs Efetivamente Usadas			118	118	116	116	113	113	97	97

Percebe-se, em primeiro lugar, que o parâmetro de interesse (w) indica uma redução de 11% da taxa de mortalidade. Os parâmetros auto-regressivos estimados cumprem as condições de estacionariedade da série⁹ e todos os parâmetros estimados são estatisticamente significantes a 1%.

9 Condições necessárias para estacionariedade de modelo AR(2):

$$\phi_1 + \phi_2 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$|\phi_2| < 1$$

$$\text{Condição de estacionariedade para modelo SAR(1): } |\Phi_1| < 1.$$

Tabela 2
Diagnósticos de Adequação

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Ljung-Box Q(12)*	7,3	6,0	7,4	7,0	5,0	4,5	4,7	5,1
Ljung-Box Q(24)**	19,6	17,4	19,9	17,4	17,6	14,4	12,5	12,6
Estatística t para a média do resíduo = 0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00
σ^2_e	0,03761	0,03820	0,03445	0,03435	0,03286	0,03289	0,02438	0,02427
Soma dos Quadrados dos Resíduos	0,44378	0,45073	0,39960	0,39851	0,37274	0,37162	0,23651	0,23546
Coef. de autocorr. de 1ª ordem da 1ª dif do resíduo	-0,51	-0,48	-0,50	-0,50	-0,51	-0,49	-0,49	-0,50
Outliers ***	MN ago/94	MN ago/94 MN fev/99 OA ago/99	-	-	-	-	-	-

* Valor Crítico = 16,9 (Distribuição χ^2 com 9 graus de liberdade).

** Valor Crítico = 32,7 (Distribuição χ^2 com 21 graus de liberdade).

***MN = Mudança de Nível, OA = *Outlier* Aditivo.

A coluna I da Tabela 2 contém as estatísticas de diagnóstico de adequação do modelo. A média dos resíduos é estatisticamente igual a zero, como mostra o teste *t* na terceira linha da tabela supracitada. O teste Ljung-Box de significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação dos resíduos aponta para a não rejeição da hipótese de que o resíduo seja um ruído branco, visto que as estatísticas teste Q(12) e Q(24) situam-se muito abaixo dos respectivos valores críticos. Outra evidência de que os resíduos constituem um ruído branco de média zero é o coeficiente de autocorrelação da série dos resíduos em primeira diferença, que é estatisticamente igual a -0,5.¹⁰

Todos esses indicadores apontam para um adequado ajustamento do modelo 1 à série analisada. Contudo, uma análise dos resíduos para verificação de *outliers*, proposto em Liu *et al.* (1992), indica que a série sofre uma mudança de nível a partir de agosto de 1994. Este fato, já comentado acima, é claramente visível no Gráfico 1 e não foi levado em conta no Modelo I. O *outlier* de mudança de nível representa um deslocamento de sucessivas observações da série observada em relação à série estimada, o que significa que algum fenômeno não considerado pelo modelo está afetando a série e, portanto, precisa ser explicitamente colocado neste modelo. Para sanar este problema torna-se necessário

10 Tirando-se a primeira diferença de um processo ruído branco obtém-se um processo MA(1), com coeficiente $\theta_1=1$, que gera uma autocorrelação de primeira ordem igual a -0,5.

acrescentar variáveis explicativas ao Modelo I, passando de uma análise de intervenção univariada para um modelo de função de transferência.

Antes, porém, cabe analisar o modelo univariado considerando uma redução apenas temporária na taxa de mortalidade, e não permanente, como suposto no Modelo I. Trata-se de estimar o seguinte Modelo II:

$$y_t = C + \frac{w}{(1-\delta.B)} \Delta T + \frac{e_t}{(1-\phi_1.B - \phi_2.B^2) \cdot (1-\Phi_1.B^{12})}$$

Neste modelo, ΔT é uma variável *dummy* com valor 1 apenas no mês de fevereiro de 1998 (momento de entrada em vigor da lei). O coeficiente δ indica o padrão de decaimento (amortecimento) do efeito da lei ao longo do tempo. Quanto menor o valor desse parâmetro, mais rápido se esgota o efeito da intervenção. Se $\delta = 0$, o impacto só ocorre no primeiro mês, se $\delta = 1$, o modelo se torna igual ao Modelo I,¹¹ indicando que o impacto da lei foi permanente.

A coluna II da Tabela 1 mostra os resultados para essa especificação. Percebe-se, inicialmente, que o impacto imediato do Código de Trânsito sobre a mortalidade continua na faixa de 11%, como no Modelo I. Mas como o coeficiente δ é estimado em 0,58, esse impacto inicial se dissiparia ao longo do tempo.

É importante observar que se o modelo mais adequado fosse o de impacto permanente (Modelo I), o coeficiente δ apresentaria valor estimado próximo de 1, o que não ocorre. Assim, o Modelo II não abona a hipótese de redução **permanente** da mortalidade causada pela lei de trânsito.

Todavia o Modelo II não parece bem ajustado. O coeficiente de amortecimento δ é significativo apenas a 13%. Além disso, a Tabela 2, coluna II, mostra que são detectados 3 *outliers* no modelo com efeito temporário, contra apenas 1 no modelo com efeito permanente.

¹¹ $\frac{1}{(1-B)} \Delta T = T$

Para se obter uma melhoria no ajustamento dos modelos, e melhor decidir entre efeito temporário e permanente, foram estimados modelos de função de transferência, que introduzem variáveis explicativas adicionais.

O que se observa ao incluir variáveis explicativas no modelo é que o grau de significância do coeficiente de amortecimento δ cresce, robustecendo a hipótese de que a lei teve impacto apenas temporário. No modelo mais completo tal coeficiente torna-se significativo a 5,6%. Além disso, em todos os modelos o valor estimado para δ fica na faixa de 0,5 a 0,6, distante, portanto, do valor unitário, que indicaria efeito permanente da intervenção. Como resultado, a hipótese de efeito apenas temporário da legislação sobre a mortalidade parece mais plausível. A próxima seção mostra estes fatos em detalhe.

4 Função de transferência

A literatura¹² utiliza ou sugere as seguintes variáveis a serem incluídas para aprimoramento do modelo:

medida de intensidade do uso de veículos: quilômetros/mês rodados em média pelos veículos ou número de veículos circulando em determinadas áreas;

consumo médio mensal de óleo combustível;

preço real de combustíveis e lubrificantes;

número de fins de semana ou sextas, sábados e domingos em cada mês;

ocorrência de feriados nacionais de data móvel, como carnaval e semana santa.

Cada uma dessas variáveis tenta captar o uso mais intenso de veículos ou momentos onde é maior a incidência de acidentes e que não são captados pelos parâmetros tradicionais de sazonalidade (feriados móveis, números de fins de semanas em um mês).

Para a presente análise não é possível utilizar qualquer medida de intensidade de tráfego, porque seria difícil ter uma estatística representativa do tráfego em todo o País, seja nas

12 Bhattacharyya e Layton (1979), Harvey e Durbin (1986), Abraham (1987), Ray (1989).

idades, seja nas estradas. Tal medida parece ser mais adequada para estudos em áreas restritas, como uma cidade ou estado.

Não houve correlação significativa entre a taxa de mortalidade e variáveis *dummy* indicando meses de carnaval ou de semana santa (provavelmente porque a estrutura de sazonalidade do modelo já foi capaz de captar tal efeito), ou ainda indicando o número de sábados em cada mês. Apenas o somatório do número da sextas-feiras, sábados e domingos apresentaram correlação positiva significativa, indicando aumento da mortalidade nos meses com mais dias de fim de semana. Contudo, a inclusão de tal variável não alterou significativamente os resultados em relação àqueles expostos na Tabela 1. Por questão de parcimônia optou-se por deixar tal variável de fora do modelo.

O índice de preços de combustível também não mostrou correlação significativa com a série de mortalidade.¹³ Já o consumo aparente de óleo combustível¹⁴ mostrou correlação negativa com a mortalidade, ou seja, um sinal inverso ao esperado. Como a sua inclusão não altera o valor dos parâmetros estimados nem afeta significativamente a qualidade do ajustamento, optou-se por não considerar esta variável.

O caso brasileiro exige a inclusão de variáveis explicativas que não são tradicionalmente utilizadas na literatura: a renda real e a crescente importância das motocicletas como meio de transporte nos grandes centros.

O fato de os resultados da coluna I da Tabela 1 indicarem uma mudança de nível da série em agosto de 1994, um mês após à introdução do Plano Real, sugere que a elevação da renda real promovida pela súbita estabilização dos preços pode estar relacionada à mortalidade.

Com a elevação de renda, indivíduos que antes utilizavam transporte coletivo podem ter passado a utilizar veículos particulares de baixo custo, ou seja, automóveis antigos e com baixa manutenção, mais propensos a acidentes. Também pode ter aumentado o volume total de veículos adquiridos em todas as faixas de renda. Nas estradas pode ter crescido tanto o fluxo de viagens de turismo quanto de transporte de cargas. O aumento da renda pode, até mesmo, ter estimulado a maior circulação de pedestres pelas ruas (a caminho do trabalho ou das

13 Índice de Preços de Combustíveis e Lubrificantes (Fundação Getúlio Vargas), deflacionado pelo IPC.

14 Fonte: Petrobrás.

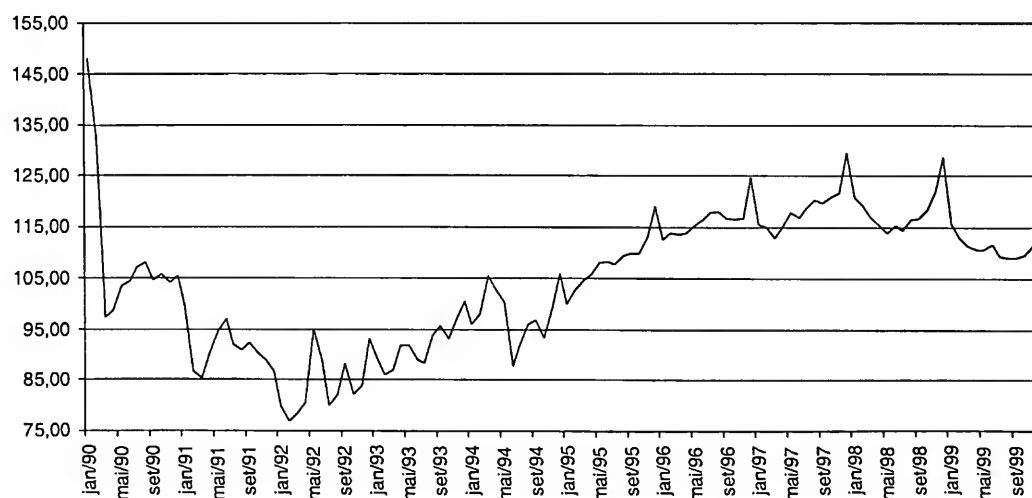
compras), aumentando o número de pessoas expostas a acidentes. O consumo de bebidas alcoólicas também tende a crescer, aumentando a propensão a acidentes. Daí a necessidade de se incluir a renda real como variável explicativa.

Já a inclusão do uso de motocicletas tem o objetivo de relaxar a hipótese de que não houve, ao longo do período, mudança nos tipos de meios de transportes utilizados pela população. Tendo em vista o grande crescimento no uso de motocicletas (veículos notoriamente sujeitos a maior risco de acidentes), para evitar os congestionamentos das grandes cidades, é possível que o impacto do Código de Trânsito, estimado sem levar em conta este fenômeno, venha a estar sujeito a viés.¹⁵

O procedimento adotado é o de incluir uma variável explicativa por vez, e avaliar o seu impacto sobre o modelo de impacto definitivo e o modelo de impacto permanente. Tomou-se o cuidado de, a cada inclusão de uma nova variável, refazer todo o processo de identificação da função de transferência e da estrutura ARIMA, de modo que, em diferentes especificações, variáveis explicativas podem aparecer com diferentes *lags*.

A primeira variável a ser incluída foi a renda real média mensal. A série utilizada é aquela apurada pelo IBGE por meio da Pesquisa Mensal de Emprego, mostrada no Gráfico 2.

Gráfico 2
Rendimento Médio Mensal do Trabalho Principal das Pessoas
Ocupadas de 15 Anos ou Mais (jan/95=100, deflator INPC)



Fonte: IBGE - Pesquisa Mensal de Emprego. Deflator INPC.

15 Outra mudança estrutural que pode, eventualmente, representar viés nos coeficientes estimados é a privatização de rodovias a partir de 1996. É de se esperar que a administração privada, fornecendo melhores condições de uso das vias e mantendo equipes de socorro, contribua para a redução da mortalidade. Todavia não há como introduzir variável para controlar este efeito.

A identificação do modelo de função de transferência foi feita pelo método LTF (*Linear Transfer Function*) (Liu *et al.*, 1992; Pankratz, 1991, Tserkezos, 1992), que indicou que a renda real afeta a mortalidade no trânsito de forma significativa com defasagem de 1 período. Após procedimentos usuais de identificação e diagnóstico, e utilizando inicialmente a hipótese de efeito definitivo da intervenção, estimou-se o seguinte modelo:

$$y_t = C + w.T + v.\nabla^1 r_{t-1} + \frac{e_t}{(1 - \phi_1.B - \phi_2.B^2).(1 - \Phi_1.B^{12})} \quad (2)$$

onde:

$\nabla^1 r_{t-1} = r_{t-1} - r_{t-2}$ = primeira diferença, defasada em 1 período, do logaritmo da renda real.

A não estacionariedade da série de renda real, nitidamente visível no Gráfico 2, exigiu a sua inclusão no modelo em primeiras diferenças.¹⁶ A coluna III da Tabela 1 mostra o valor dos parâmetros estimados para o Modelo III.

Percebe-se que a estimativa pontual do parâmetro de interesse não foi afetada pelo aperfeiçoamento do modelo. O Código continua a apresentar um impacto negativo de 11% sobre a mortalidade. Este parâmetro continua a ser significativo a 1%. O coeficiente v , associado à variação da renda, apresenta coeficiente igual a 0,39, com estatística “t” de 3,07.

A coluna III da Tabela 2 apresenta as estatísticas de diagnóstico do Modelo III e permite comparar a sua performance com os modelos univariados. Percebe-se que os resíduos apresentam todas as características de ruído branco de média zero. A variância do erro do Modelo III mostra-se 8,5% menor do que a do Modelo I e a soma dos quadrados dos resíduos 10% menor. Há, portanto, um melhor ajustamento do Modelo III, em relação aos anteriores. Em especial, a renda real parece ser capaz de explicar a mudança de nível na série a partir de agosto de 1994, uma vez que foi eliminado o *outlier* de mudança de nível detectado no modelo I.

Cabe, agora, estimar esse mesmo modelo, substituindo o impacto permanente por um impacto temporário da lei. Os resultados desta estimação estão na coluna IV da Tabela 1.

16 A primeira diferença da série de renda real é adequadamente modelada por meio de um SARIMA (0,1,2)X(1,0,0). O anexo I mostra os parâmetros estimados bem como as estatísticas de diagnóstico.

Observa-se que o coeficiente de amortecimento (δ) já se apresenta mais significativo do que no Modelo II. Com estatística “t” igual a 1,66, ele é significativo a 10% (contra 13% no Modelo II). Aumenta, portanto, a possibilidade de se considerar que o impacto da lei de trânsito foi apenas transitório. Além disso, a estimativa pontual do parâmetro δ em 0,54, distante do valor unitário, desabona a hipótese de impacto permanente da lei. O modelo tem bom ajustamento, com os resíduos mostrando característica de ruído branco e não havendo a detecção de qualquer *outlier*.

Inclui-se agora uma segunda variável explicativa: o volume de vendas de motocicletas.¹⁷ O Gráfico 3 ilustra o rápido crescimento nas vendas desses veículos,¹⁸ principalmente a partir de janeiro de 1994. A ampliação da variância à medida que se elevam os valores observado indica a necessidade de, mais uma vez, tratar os dados em logaritmo. É evidente a não-estacionariedade da série.¹⁹

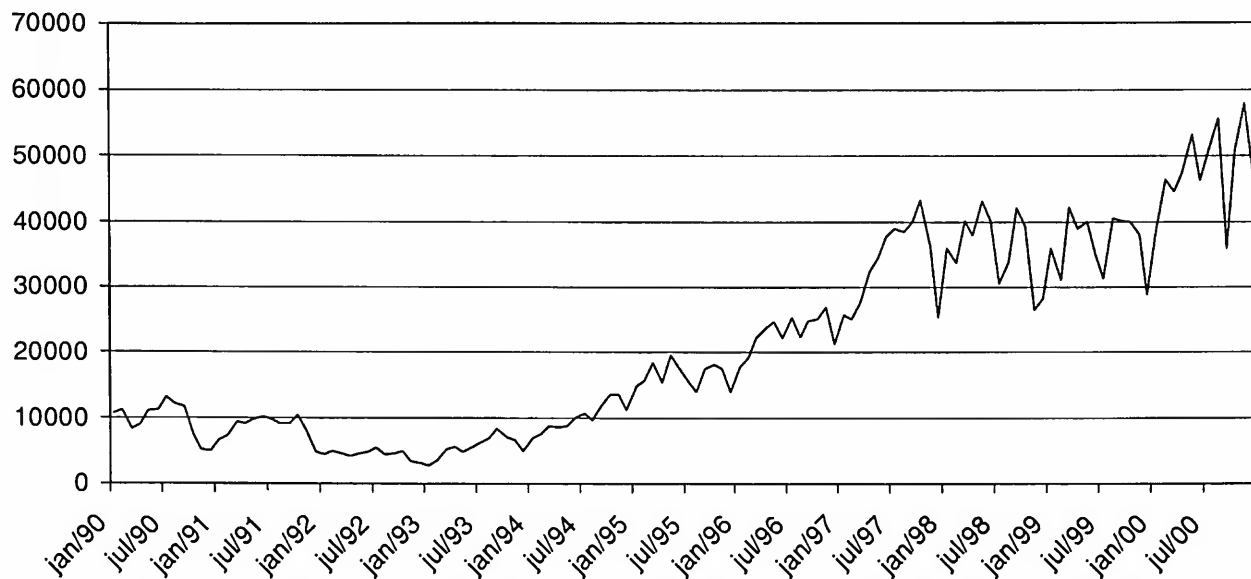
A coluna V da Tabela 1 mostra os resultados da inclusão dessa nova variável considerando um impacto permanente da intervenção. Em primeiro lugar, percebe-se que o coeficiente de interesse (w) não foi afetado. Ele continua a indicar uma redução da mortalidade em torno de 11%. A Tabela II, coluna V, mostra que a inclusão da nova variável resulta em melhoria no ajustamento do modelo, que apresenta variância do erro 4% menor do que aquela estimada para os Modelo III e IV, bem como uma queda de 7% na soma dos quadrados dos resíduos.

17 Fonte: Associação Brasileira de Produtores de Motocicletas, Ciclomotores, Motonetas e Bicicletas ABRACICLO (www.abraciclo.com.br). Exclui a produção da fábrica AGRALÉ - que representa aproximadamente 8% do mercado -, uma vez que as informações sobre suas vendas não estão disponíveis para todos os anos.

18 A medida ideal para a mudança no perfil de transportes da população seria a participação porcentual das motocicletas na frota nacional de veículos. Não estando disponível esta informação, utilizou-se como *proxy* o volume mensal de vendas. Uma outra medida utilizada foi a relação entre venda de motocicletas e venda de automóveis. Os parâmetros estimados pelos dois modelos foram muito semelhantes. Todavia o modelo que utilizou apenas vendas de motocicletas teve melhor ajustamento, apresentando menor variância dos resíduos.

19 A primeira diferença da série de vendas de motocicletas é adequadamente ajustada a um modelo SARIMA $(2,1,0)X(1,0,0)_{12}$. O anexo I mostra os valores estimados e as estatísticas de adequação do modelo.

Gráfico 3
Venda de Motocicletas, Ciclomotores e Motonetas no Brasil:
1990-99 (em unidades vendidas)



Fonte: ABRACICLO.

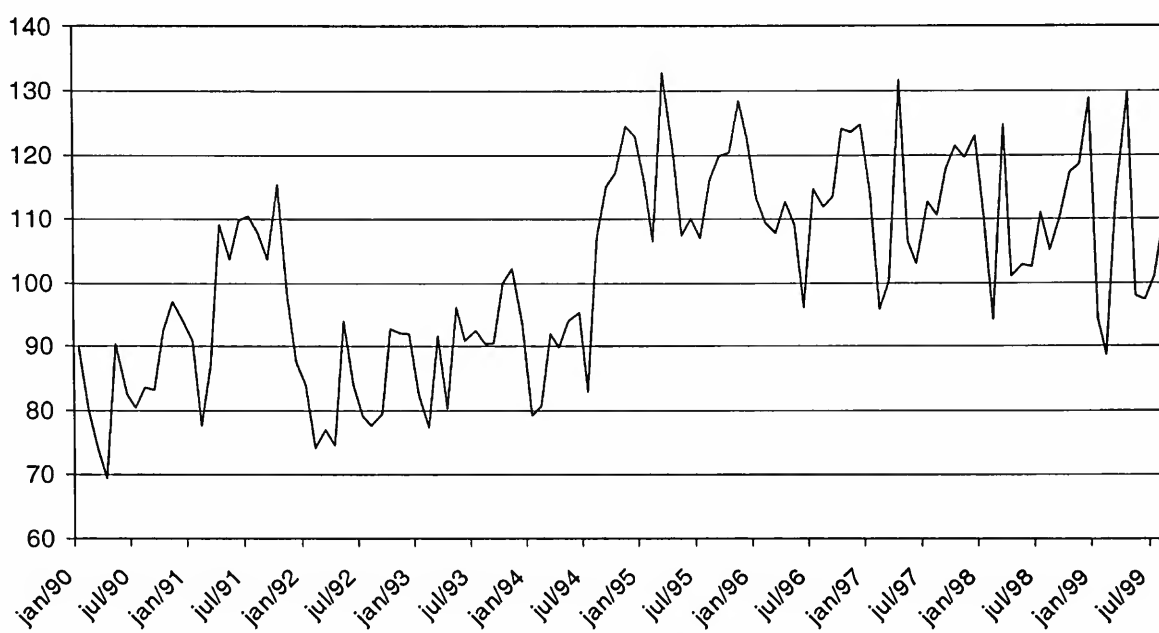
Na coluna VI considera-se o modelo com impacto temporário da intervenção. Agora, com a inclusão desta nova variável, o coeficiente de amortecimento (δ) já se torna significativo a 6,5% (contra 10% no Modelo IV e 13% no Modelo II). Gradualmente, à medida que vão sendo introduzidas as variáveis explicativas ao modelo, a hipótese de efeito temporário vai ganhando força. Coerente com as estimações anteriores, o coeficiente de amortecimento δ tem valor estimado de 0,55, distante, portanto, do valor unitário que abonaria a hipótese de impacto permanente da lei.

O Modelo VI respeita todas as condições de adequação: os resíduos apresentam características de ruído branco, não há qualquer *outlier* e a redução na variância dos resíduos e na soma dos quadrados dos resíduos são de 12% e 16%, respectivamente, em comparação com os modelos univariados (Modelos I e II). Parece, portanto, espelhar adequadamente o fenômeno estudado.

Uma terceira variável considerada foi o consumo de bebidas alcoólicas. É bem verdade que o efeito desta variável sobre a mortalidade no trânsito já deve estar sendo captada pela variável renda, positivamente correlacionada à venda de bebidas. Todavia é interessante observar a robustez das estimativas das variáveis de interesse à inclusão de variáveis adicionais.

Não foi possível obter uma série de consumo exclusivo de bebidas alcoólicas. Utilizou-se como *proxy* o índice de produção física da indústria de bebidas apurado pelo IBGE.²⁰ O Gráfico 4 mostra esta série, que só estava disponível até o mês de agosto de 1999. Como esperadô, fica nítido o crescimento do mercado de bebidas a partir da estabilização da economia e aumento da renda real, em agosto de 1994.

Gráfico 4
Indústria de Transformação. Setor Bebidas: Índice de Produção Física



Fonte: IBGE.

As colunas VII (impacto permanente) e VIII (impacto temporário) mostram os modelos onde se inclui a variável **bebida**.²¹ O fato de haver um menor número de informações disponíveis afeta a estrutura do modelo de função de transferência, que passa a apresentar um maior número de *lags* significativos para as variáveis renda e venda de motocicletas. Todavia, não há qualquer mudança qualitativa nos parâmetros de interesse. No Modelo VII o impacto (permanente) da lei de trânsito é, mais uma vez, de 11%. No Modelo VIII (de impacto temporário) o coeficiente de amortecimento é estimado em 0,52, sendo que neste caso ele passa a ser significativo a 5,6% (contra 6,5% no Modelo VI).

20 Índice de Produção Física Industrial por Gênero da Indústria de Transformação.

21 A série **bebida** é adequadamente modelada por um SARIMA $(1,0,0) \times (1,0,0)_{12}$. O anexo I mostra os valores estimados para esse modelo e as estatísticas de adequação.

Tendo em vista o menor número de observações utilizadas para estimar os modelos que incluem a variável **bebida**, e o fato não haver mudança qualitativa gerada pela inclusão desta variável, toma-se como modelo final o de número VI. O Gráfico 5 mostra o bom ajustamento desse modelo, comparando os valores por ele estimados e os valores efetivamente observados. Já os Gráficos 6-A e 6-B mostram como a hipótese de efeito temporário é superior à hipótese de efeito permanente. O modelo V, que modela o impacto da lei como permanente, gera estimativas para o período pós-intervenção quase sempre inferiores aos valores efetivamente observados, superestimando o impacto da lei. Já o modelo VI, com impacto temporário, tem maior capacidade de prever a mortalidade após a intervenção.

Gráfico 5
Óbitos em Acidentes de Trânsito:
Observado x Estimado (taxa por 1 milhão de habitantes)

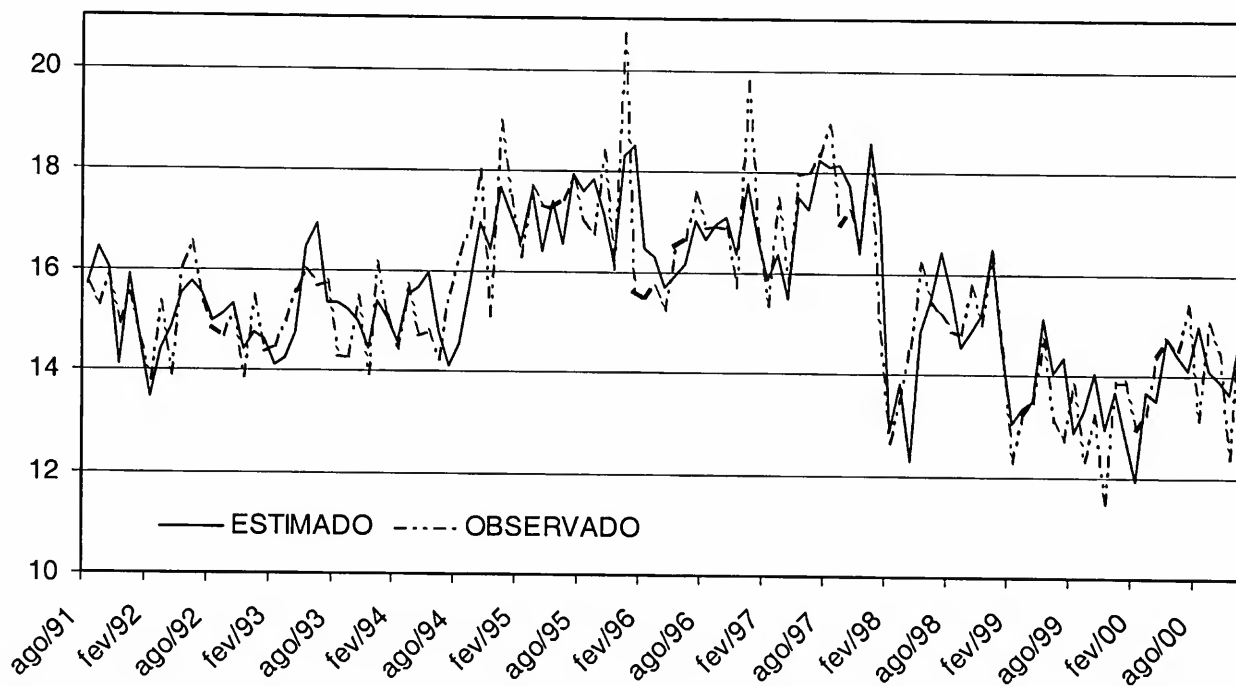
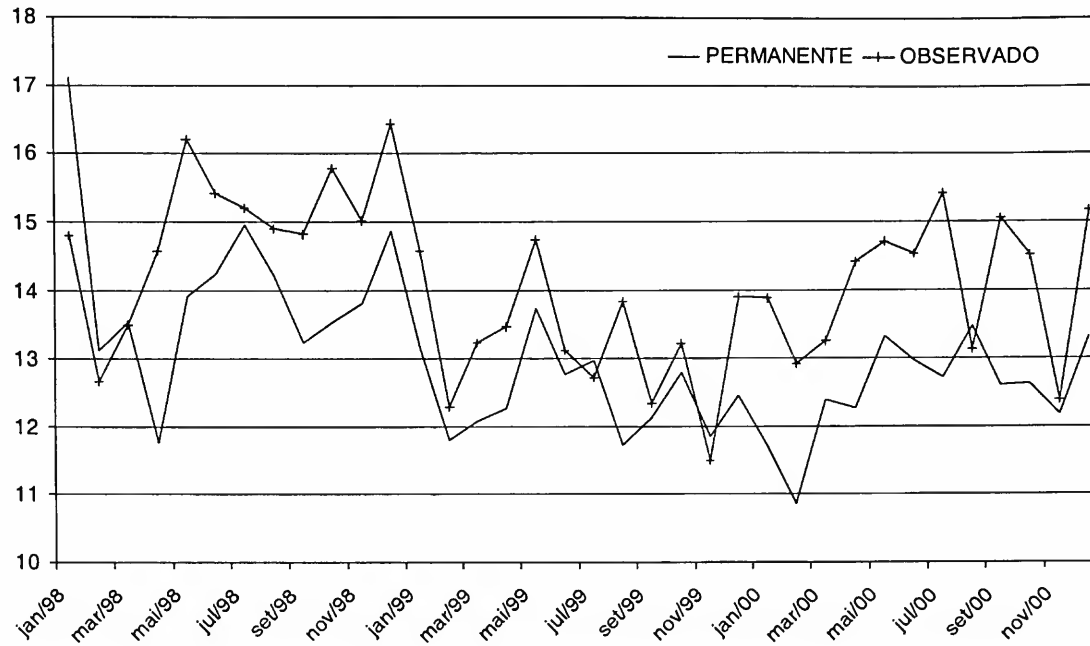
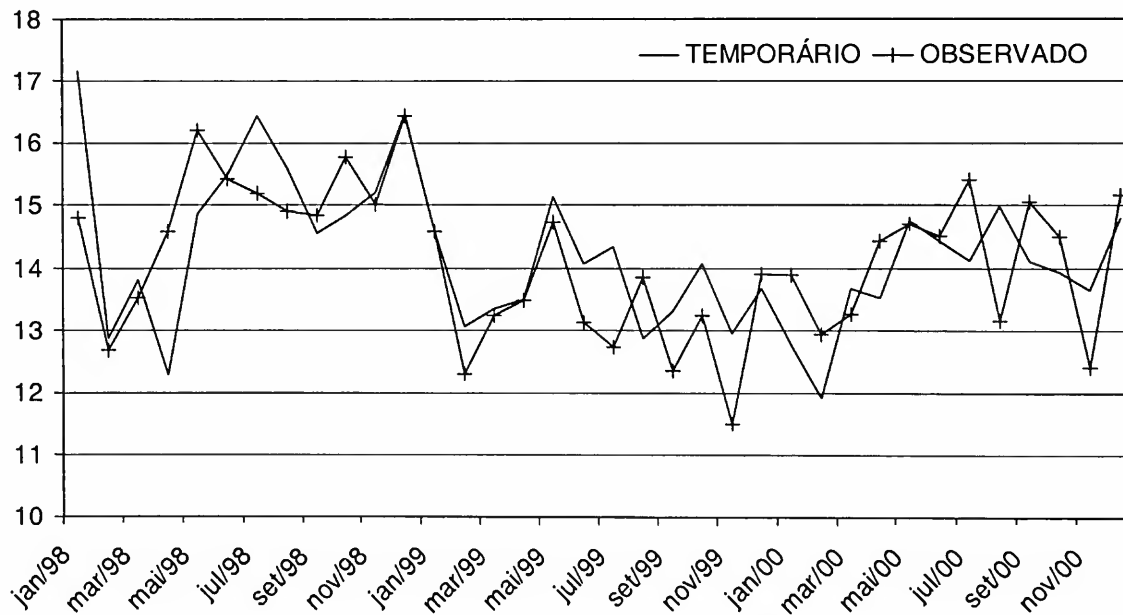
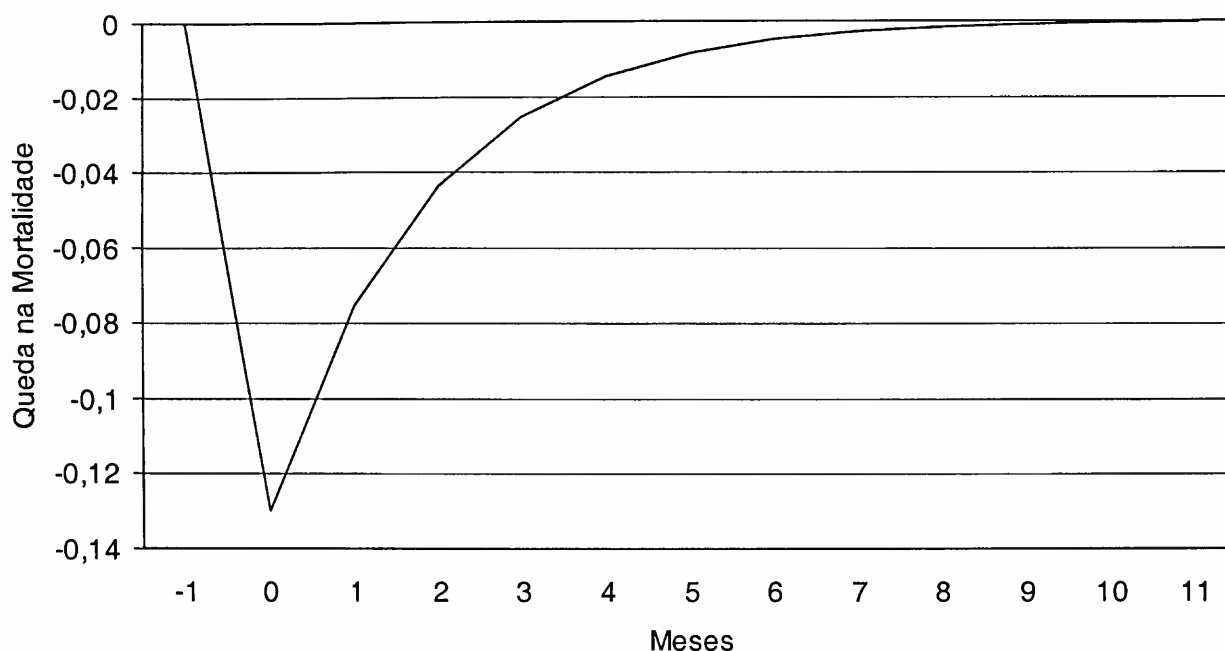


Gráfico 6 A**Modelo de Impacto Permanente: Estimado Versus Observado (Jan-98 a Dez-2000)****Gráfico 6 B****Modelo de Impacto Temporário: Estimado Versus Observado (Jan98 a Dez-2000)**

O Gráfico 7 mostra a simulação da trajetória de redução do impacto do Código de Trânsito sobre a mortalidade ao longo do tempo, conforme estimado pelo Modelo VI. A queda inicial de 13%, no mês zero, não se sustenta, e em menos de um ano a série retorna à sua média pré-intervenção.

Gráfico 7
Simulação da Perda de Eficácia da Lei no Tempo



Os modelos de função de transferência exigem uma checagem adicional. Uma vez que se supõe que a variável explicativa é não correlacionada com o erro do modelo, é preciso testar a existência ou não de correlação entre os resíduos e a variável explicativa. Na prática, testa-se a correlação cruzada entre o resíduo do modelo de função de transferência estimado e o resíduo do modelo ARIMA para a variável explicativa. O Anexo I mostra que não há qualquer evidência de correlação entre as séries que indiquem desrespeito à hipótese de não correlação entre variáveis explicativas e erro.

Tendo em vista que o Código de Trânsito foi aprovado pelo Congresso Nacional em 23 de setembro de 1997, com sua vigência iniciando-se 120 dias após a aprovação, estudou-se, também, a possibilidade de a simples aprovação da lei ter provocado alguma redução da mortalidade antes de sua entrada em vigor. Notícias, publicidade e campanhas educativas patrocinadas por meios de comunicação em torno das novas regras poderiam ter reflexo imediato sobre o comportamento dos motoristas. Assim, aos modelos acima apresentados, acrescentou-se uma nova intervenção, a partir de outubro de 1997. O coeficiente para esta nova intervenção não mostrou significância estatística. Também foi testada a possibilidade de tal influência ter sido defasada no tempo, introduzindo-se a nova intervenção com diferentes *lags* (novembro de 1997 a janeiro de 1998). Também não houve qualquer coeficiente significativo. Isso leva a crer que o Código só produziu efeitos concretos após entrar em plena vigência, ao final de janeiro de 1998.

5 Comentários e conclusões

A principal conclusão do artigo é de que a lei teve efeito apenas temporário na redução da mortalidade no trânsito. Ou seja, as instituições públicas brasileiras não estão sendo capazes de prover, adequadamente, à população o bem público **segurança no trânsito**.

Ainda que o impacto fosse permanente, o seu valor estimado, na faixa de 11%, seria pequeno quando comparado ao impacto de legislações semelhantes implementadas em outros países. O uso obrigatório de cinto de segurança no Reino Unido, instituído em 1983, reduziu em 18% o número de motoristas mortos e em 23% a ocorrência de mortes e ferimentos graves. (Harvey e Durbin, 1986)²² Em Ontário, província do Canadá, a redução foi de 20% no total de mortos. (Abraham, 1987) Em Queensland, Austrália, a queda foi de 46%. (Bhattacharyya e Layton, 1979) Na Califórnia, uma lei de repressão a motoristas alcoolizados diminuiu a mortalidade em 11%. (Ray, 1989)

São dois os motivos para argumentar que uma queda definitiva de 11% (melhor das hipóteses no caso brasileiro) é acanhada, quando comparada com essas outras experiências. Em primeiro lugar, a lei brasileira é mais abrangente que os casos acima. Não se trata de medida pontual, relativa a cinto de segurança ou motoristas alcoolizados, mas de ampla reforma atingindo diversos tipos de comportamento de risco. Em segundo lugar, o Brasil parte de um nível mais alto de mortalidade, havendo, portanto, maior espaço para a queda da mortalidade. Na cidade de São Paulo, por exemplo, o índice de mortalidade em 1997, ano anterior à nova lei de trânsito, era de 20,7 mortos por 100.000 habitantes, contra 4,8 em Nova York, 6,4 em Los Angeles e 9,6 em Chicago.^{23,24}

22 Os passageiros no banco dianteiro também foram beneficiados, com redução de 25% nas fatalidades. Contudo, o estudo indica também um grande aumento no número de mortes de pedestres, ciclistas e passageiros do banco traseiro.

23 Fonte: CET (2000).

24 Por outro lado, pode-se argumentar que a comparação de uma legislação de âmbito nacional (como os casos de Brasil e Reino Unido) com legislações estaduais (casos de Califórnia, Ontário e Queensland) não seria precisa, pois diferentes fatores poderiam estar influenciando nos resultados, tais como área geográfica e homogeneidade da população. Porém não há motivos *a priori* para se esperar uma maior eficácia de legislações locais ou nacionais. Legislações nacionais podem beneficiar-se de economias de escala, como, por exemplo, cadastros nacionais de infrações e multas e a existência de um só código a ser seguido por todos os motoristas do país. Por outro lado, legislações locais podem ser resultado de um consenso da população local sobre a necessidade de se alterar uma dada realidade, o que garantiria maior índice de adesão.

As evidências apontam, portanto, para a necessidade de se investir em outros aspectos institucionais que não a simples edição de leis. O desafio de reforma institucional vivido pela sociedade brasileira, que busca garantir à sua população bens públicos, como estabilidade monetária e fiscal, segurança pública e preservação ambiental, não é apenas de reformular a legislação, mas de criar as condições que induzam o seu cumprimento. Uma adequada estrutura de incentivos e punições, capacidade administrativa para fiscalização, agilidade do poder judiciário, mecanismos de controle dos agentes (fiscais) por seus principais (instituições públicas) para coibir corrupção são fatores que contribuiriam para uma maior eficácia da legislação.

Observações cotidianas indicam que há espaço para se melhorar a eficácia no cumprimento do Código de Trânsito. Segundo levantamento do Departamento Nacional de Trânsito, até abril de 2000 mais de 230 mil motoristas já haviam ultrapassado o limite de 20 pontos no *ranking* de infrações, mas apenas 12 mil tiveram seu direito de dirigir cassado. A maioria dos Estados, sem capacidade administrativa para chegar até o motorista infrator, limita-se a publicar uma relação com o nome dos motoristas, esperando que eles se apresentem voluntariamente para entregar suas carteiras de habilitação. A Companhia de Engenharia de Tráfego do Município de São Paulo (CET, 2000) admite que o crescimento de mortalidade ocorrido em 1999 na cidade, da ordem de 8%, “*seja decorrente do descrédito às suspensões das carteiras de habilitação após a pontuação negativa do motorista atingir 20 pontos.*” (p. 7)

O elevado valor das multas estimulou o surgimento de uma indústria de recursos administrativos e judiciais para sustar o pagamento das penalidades. O Estado do Rio de Janeiro, por exemplo, suspendeu, em maio de 2000, a cassação do direito de dirigir de motoristas com excessivo número de multas, por não ter tido condições de julgar 50 mil recursos impetrados contra multas aplicadas nas estradas estaduais.²⁵

Na cidade de São Paulo, até março de 2001, apenas 10% dos 18 mil motoristas com excesso de infrações havia feito o curso obrigatório de reciclagem. Somente em 2002 está sendo posto em prática o sistema de informação que permite que os motoristas multados fora do Estado de registro do veículo venham a receber a fatura de suas infrações. A corrupção de agentes de fiscalização de trânsito e de funcionários administrativos dos departamentos de trânsito, embora não quantificada, parece ser um problema endêmico que também desestimula o cumprimento da lei.

25 Jornal *O Globo* (25/5/2000).

Certamente, idiosincrasias como estas não são exclusivas das instituições relacionadas à política de trânsito, e podem vir a ser fatores determinantes na eficácia das políticas públicas em geral e, em particular, das leis voltadas a garantir bens públicos à sociedade brasileira.

Referências bibliográficas

- Abraham, B. Intervention analysis and multiple time series. *Biometrika*, v. 67, n. 1, p. 73-78, 1980.
- _____. Application of intervention analysis to a road fatality series in Ontario. *Journal of Forecasting*, v. 6, n. 3, p. 211-219, 1987
- Banco Mundial. *Beyond the Washington Consensus: institutions matter*. Washington, D.C.: The World Bank, 1998.
- Brunetti, A.; Kisunko, G.; Weder, B. Credibility of rules and economic growth. *Policy Research Working Paper* n. 1760. Washington D.C.: The World Bank., 1997
- Becker, G. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, n. 76, p. 169-217
- Bhattacharyya, M. N., Layton, A. P. Effectiveness of seat belt legislation on the Queensland road toll - an Australian case study in intervention analysis. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 3, p. 596-603, set. 1977
- Box, G. E. P.; Jenkins, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. 2ª ed., Holden Day, 1976.
- Box, G. E. P.; Tiao, G. C. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of American Statistical Association*, v. 70, p. 70-79, mar. 1975.
- Brasil, IBGE. *Pesquisa mensal de emprego: 1990-99*.
- Granger, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, v. 37. p. 424-438, 1969.
- Harvey, A. C., Durbin, J. The effects of seat belt legislation on British road casualties: a case study in structural time series modelling. *Journal of The Royal Statistical Society*, 149, Part. 3, p. 187-227, 1986.

- Laffont, J. J. *Fundamentals of public economics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1996.
- Liu, L-M., Hudak, G. B., Box, G. E. P., Mueller, M. E., Tiao, G. C. *Forecasting and time series analysis using the SCA statistical system*. Oak Brook, IL. Scientific Computing Associates, 1992.
- Município de São Paulo, CET - Companhia de Engenharia de Tráfego do Município de São Paulo. *Fatos e estatísticas de acidentes de trânsito em São Paulo - 2000*.
- Narayan, J., Considine, J. Intervention analysis to assess the impact of price changes on ridership in a transit system: a case study. *Logistics & Transportation Review*, v. 25, n. 1, p. 53-61, 1989.
- North, D. *Institutions, institutional change and economic performance*. New York: Cambridge University Press, 1990.
- Ray, S. C. Legal control of drunken driving: a time series study of California data. *International Journal of Forecasting* v. 5, p. 515-522, 1989.
- Pankratz, A. *Forecasting with dynamic regression models*. Wiley, 1991.
- Tiao, G. C. Autoregressive moving average models, intervention problems and outlier detection in time series. In: Hannan, E. J.; Krishnaiah, P. R.; Rao, M. M. (eds.), *Handbook of statistics*, v. 5. Elsevier Science Publishers, 1985, p. 85-118.
- Tserkezos, E. D. Forecasting residential electricity consumption in Greece using monthly and quarterly data. *Energy Economics*, v. 14, n. 3, p. 226-232, jul. 1992.
- Vandaele, W. *Applied time series analysis*. Academic Press, 1983.
- Wei, W. W. S. *Time series analysis: univariate and multivariate methods*. Redwood City: Addison-Wesley, 1990.
- Williamson, O. The new institutional economics: taking stock, looking ahead. *Journal of Economic Literature*, n. 38, p. 595-613, 2000.

Anexo I

**Modelos SARIMA e Estatísticas de Diagnóstico para as Séries de Renda Real,
Venda de Motocicletas e Produção de Bebidas**

	Renda	Produção de Bebidas	Venda Motocicletas
Constante		4,65 (108,6)	
θ_1	0,202 (2,27)		
θ_2	0,289 (3,43)		
Φ_1	0,365 (5,55)		
ϕ_1		0,65 (8,58)	-0,217 (2,47)
ϕ_2			-0,226 (2,57)
Φ_1		0,34 (3,48)	0,400 (4,99)
	Renda	Produção de Bebidas	Venda Motocicletas
Ljung-Box Q(12)*	7,1*	13,2***	2,9*
Ljung-Box Q(24)**	14,6**	22,5****	15,9**
Estatística t para a média do resíduo = 0	1,2	0,0	1,08
σ^2_e	0,01302	0,09761	0,2373
Soma dos Quadrados dos Resíduos	0,15494	0,10054	0,27762
Coef. de autocorr. De 1ª ordem da 1ª dif do resíduo	-0,48	-0,50	-0,50

* Valor Crítico = 16,9 (Distribuição χ^2 com 9 graus de liberdade).

** Valor Crítico = 32,7 (Distribuição χ^2 com 21 graus de liberdade).

*** Valor Crítico = 18,3 (Distribuição χ^2 com 10 graus de liberdade).

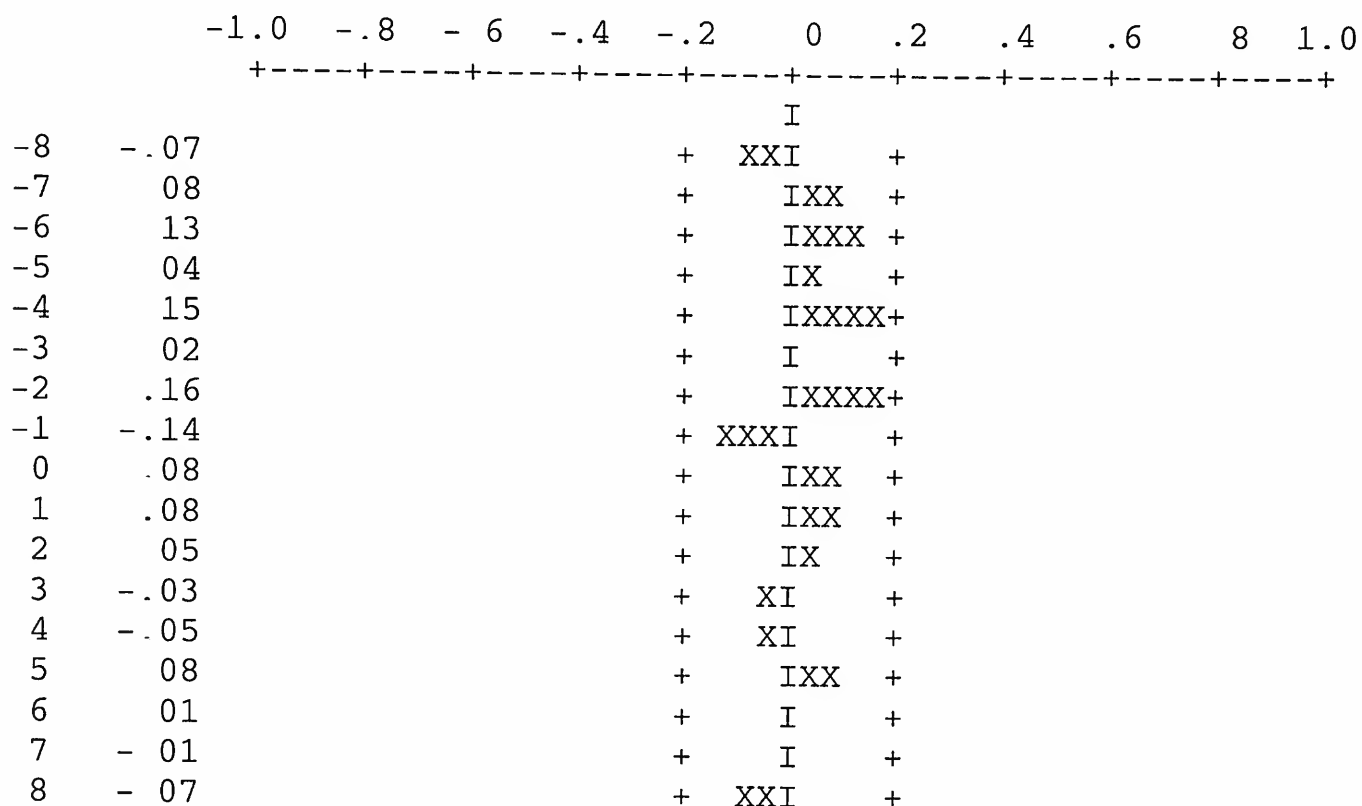
**** Valor Crítico = 33,9 (Distribuição χ^2 com 22 graus de liberdade).

Função de Correlação Cruzada entre o Resíduo de Modelo SARIMA (0,1,2)x(1,0,0)₁₂ (RR) para a Variável Renda Real e o Resíduo do Modelo VI (R-VI)

CORRELATION BETWEEN RR AND R-VI IS 08

CROSS CORRELATION BETWEEN					R-VI (T)	AND	RR (T-L)
1- 8	.08	.05	-.03	- 05	08	01	- 07
ST.E.	09	09	09	09	10	.10	10 .10

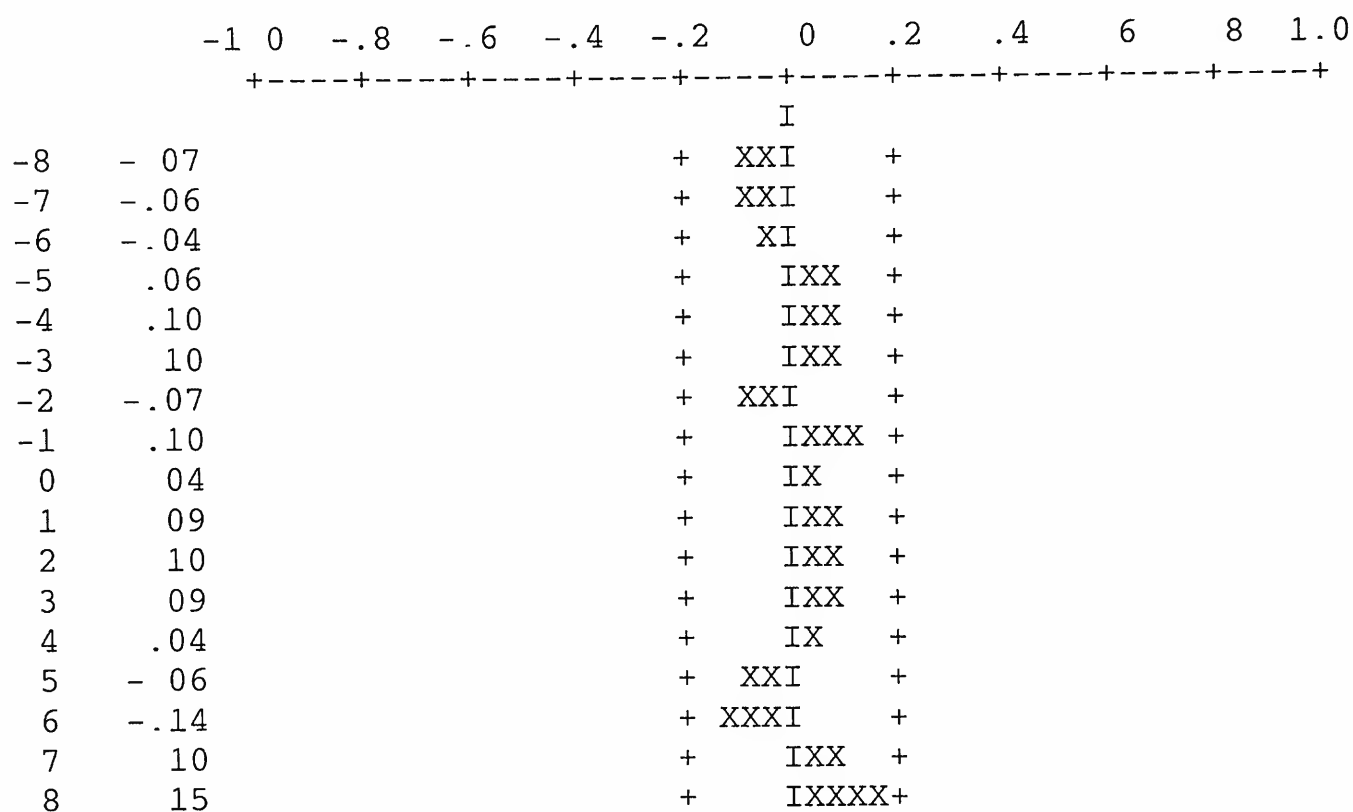
CROSS CORRELATION BETWEEN					RR (T)	AND	R-VI (T-L)
1- 8	-.14	16	02	15	04	13	08 -.07
ST.E.	09	09	09	09	.10	10	10 10



Função de Correlação Cruzada entre o Resíduo de Modelo SARIMA (2,1,0)x(1,0,0)₁₂ (RVD) para a Variável Venda de Motocicletas e o Resíduo do Modelo VI (R-VI)

CORRELATION		BETWEEN				RVD	AND	R-VI	IS	04
CROSS CORRELATION		BETWEEN				R-VI (T)	AND	RVD (T-L)		
1- 8	09	10	09	04	-.06	-.14	10	.15		
ST.E.	09	09	09	.09	10	.10	10	.10		

CROSS CORRELATION		BETWEEN				RVD (T)	AND	R-VI (T-L)		
1- 8	10	-.07	.10	10	.06	-.04	-.06	-.07		
ST E.	09	09	09	09	10	.10	10	10		



Função de Correlação Cruzada entre o Resíduo de Modelo SARIMA (1,0,0)x(1,0,0)₁₂ (RB) para a Variável Produção de Bebidas e o Resíduo do Modelo VI (R-VI)

CORRELATION BETWEEN RB AND R-VI IS 02

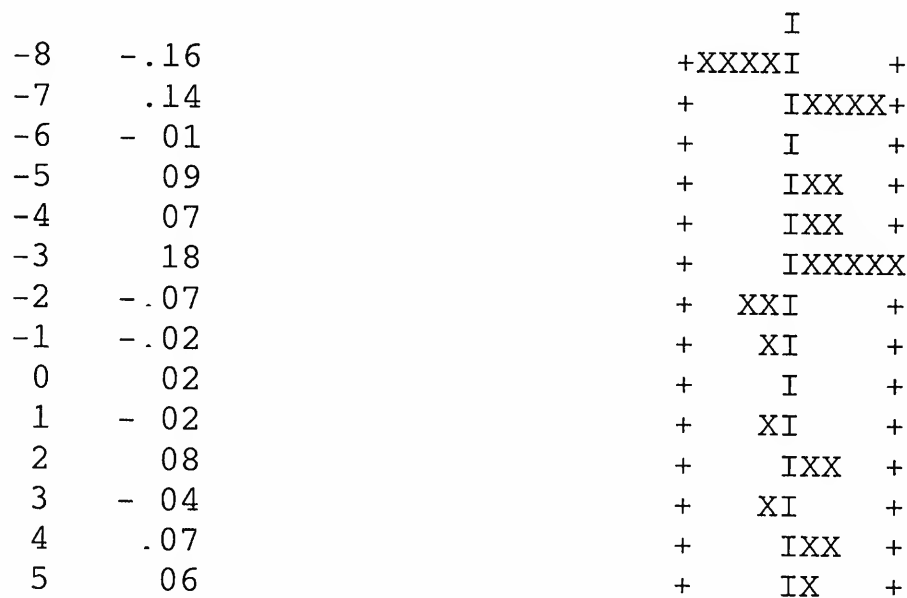
CROSS CORRELATION BETWEEN R-VI (T) AND RB(T-L)

1- 8	- 02	08 - 04	07	06	-.11	05	07
ST.E.	.10	10 10	10	.10	10	.11	.11

CROSS CORRELATION BETWEEN RB(T) AND R-VI (T-L)

1- 8	- 02 - 07	18	07	09	-.01	14	-.16
ST.E.	.10 10	10	.10	10	.10	.11	.11

-1 0 -.8 - 6 - 4 -.2 0 .2 .4 6 .8 1 0
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+



Hospitais universitários: indicadores de utilização e análise de eficiência

Alexandre Marinho[§]
Luís Otávio Façanha[□]

RESUMO

O presente texto estuda o desempenho dos 45 hospitais universitários federais brasileiros (HUs) durante cinco semestres a partir de 1998, realizando análises específicas e conexões entre indicadores de eficiência técnica e de utilização da capacidade de atendimento daquelas organizações. Os indicadores de eficiência (comparativa) técnica são extraídos de modelos de programação matemática, referidos na literatura como análise de envoltória de dados (*data envelopment analysis* -DEA). Os indicadores de utilização são a taxa de ocupação, a taxa de rotatividade e o prazo médio de internação. Além de resultados individuais para os hospitais, são feitos recortes metodológicos que permitem estudar o desempenho dos HUs nos níveis regional e temporal, por porte (número de leitos) e por tipos de clínica (médica e cirúrgica). A conexão entre os indicadores de eficiência e os indicadores de utilização foi realizada com o recurso a modelo de regressão em painel (*panel data model*) para os cinco semestres disponíveis, permitindo a constatação de relações importantes entre os distintos indicadores. Pode-se constatar que efeitos fixos, específicos a cada hospital, não devem ser ignorados, mas aumentos na eficiência podem ser alcançados por meio de decréscimos no prazo médio de permanência, o que configura delicado problema de coordenação de decisões.

Palavras-chave: hospitais universitários; análise de envoltória de dados; modelos de regressão em painel; eficiência técnica.

ABSTRACT

This paper studies the performance of 45 Brazilian federal teaching hospitals, within five semesters as from 1998 by connecting and assessing technical efficiency scores and service indicators. The efficiency scores are obtained from data envelopment analysis (DEA) model. The service indicators used are the occupancy rate, the turnover rate and the average length of stay. The approach allows for regional and temporal analysis, besides bed size and clinical specialties (medicine and surgery) insights. By connecting efficiency scores and service indicators in a panel data regression model, some interesting relationships between these variables are achieved. We could find that fixed effects, specific to each hospital, are important, but increases in relative efficiency may be achieved through decreases in average length of stay, what configures a delicate coordination problem.

Key words: teaching hospitals; data envelopment analysis; panel data models; technical efficiency.

JEL classification: C67; D61; I11; I18.

§ Do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ e Bolsista do CNPq.

□ Do Instituto de Economia da UFRJ e Bolsista do CNPq.

Recebido em março de 2002. Aceito em abril de 2002.

1 Introdução

Hospitais universitários são organizações peculiarmente complexas. Dentre suas missões múltiplas inclui-se a tarefa primordial de recuperar, manter e incrementar os padrões de saúde de seres humanos. Esta missão demanda um conjunto altamente divergente e complexo de atividades tais como a realização de atendimentos, exames, diagnósticos e tratamentos, o planejamento e a execução de internações e intervenções cirúrgicas, as práticas do ensino e da pesquisa, e a formação de profissionais de saúde. Em 1999, os 45 hospitais universitários federais (HUs) foram responsáveis por 12.302.079 consultas, 389.200 internações e 517.466 cirurgias, oferecendo 6.610 leitos com receitas totais de R\$ 593.537.566,30. Estudar o desempenho dos HUs é uma tarefa essencial do setor público.

Este estudo (do desempenho dos hospitais universitários federais) está, em grande medida, baseado na utilização e combinação de três instrumentos metodológicos complementares:

- a) a técnica de programação e de otimização matemáticas, denominada análise de envoltória de dados (*data envelopment analysis* - DEA), já exposta, discutida e exemplificada em Marinho e Façanha (2000);
- b) indicadores tradicionais de avaliação da utilização de hospitais: o prazo médio de permanência, a taxa de rotatividade, e a taxa de ocupação; e
- c) modelos de regressão em painel (*panel data model*), que relacionam os escores de eficiência relativa obtidos por meio da DEA, confrontando o escore de eficiência obtido com a DEA ao prazo médio de permanência dos hospitais.

Hospitais, tanto quanto universidades, são exemplos clássicos de organizações (e de problemas gerenciais complexos) nas quais os sistemas de avaliação e de incentivos desempenham papéis primordiais. Marinho e Façanha (2000) compartilham o ponto de vista da literatura, que enfatiza a complementaridade entre a DEA e os indicadores de desempenho tradicionais. O presente estudo procura avançar no sentido da melhor exploração dessa complementaridade. Em particular, a análise de associações, por meio de modelos de regressão, de escores de eficiência obtidos com a DEA com os prazos médios de permanência, reveste-se, no entender dos autores, de algum ineditismo na análise do desempenho de hospitais.

O objetivo principal do texto é sugerir, principalmente aos gestores de organizações hospitalares, mecanismos de orientação e de coordenação que possam subsidiar suas

responsabilidades gerenciais e administrativas com o propósito de incentivar o gerenciamento mais efetivo, econômico e eficiente das organizações hospitalares.

O trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A seção 2 explicita as motivações para o trabalho. A seção 3 revela os níveis de eficiência técnica dos HUs. A seção 4 explora os indicadores tradicionais de utilização dos serviços disponíveis nos hospitais. A seção 5 combina, com o uso de modelos econométricos, os escores de eficiência e os indicadores de utilização. A seção 6 apresenta os comentários finais.

2 Motivações

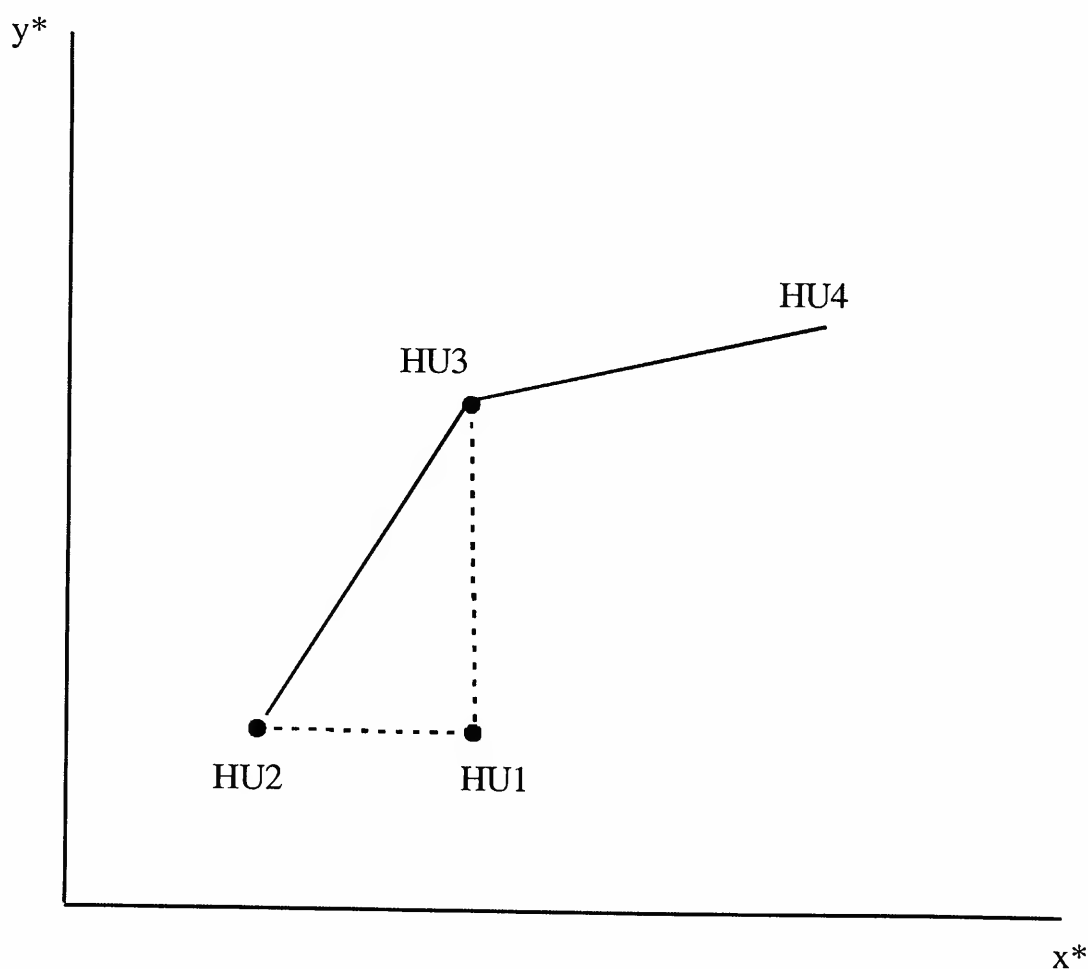
A motivação mais importante deste trabalho decorre do que se considera virtude principal da metodologia a ser proposta. A avaliação do desempenho das organizações hospitalares estará baseada na utilização de indicadores tradicionais com uma técnica de avaliação comparativa que permite combinar o conjunto de indicadores, e que dispensa especificações arbitrárias da “função de transformação” de insumos em produtos. Como já foi assinalado, as organizações hospitalares universitárias que integram o objeto do presente estudo são organizações públicas, que se distinguem de organizações privadas, entre outras razões, por atenderem a objetivos múltiplos de políticas públicas, das quais os hospitais universitários são agentes, assim como a objetivos organizacionais. Adicionalmente, há problemas de ponderação desses objetivos, e de consistência dos mesmos entre si, e intertemporalmente, uma vez que os objetivos e sua ponderação podem ser alterados com as mudanças das políticas públicas supervenientes. O texto trata, portanto, de instrumentos de análise que, ao serem implementados repetidamente e sistematicamente, permitem a gestores e a *policy-makers* virem a conhecer e melhor administrar aspectos importantes da “tecnologia”, dos custos e de dimensões importantes do desempenho dos hospitais. Nesse sentido, a análise a ser proposta incorpora compatibilidades com objetivos de incentivo e, em particular, com objetivos de adesão de gestores ao método de avaliação.

3 Análise da eficiência técnica dos hospitais

Esta seção terá início com uma representação simples da organização hospitalar, como visto em Marinho e Façanha (2000). Trata-se de modelo de “entrada-saída”, que controla, supondo desconhecidas, complexidades inerentes à estrutura organizacional interna e ao processo de transformação. No caso, os x 's representam insumos (*inputs*) utilizados no processo de transformação, e os y 's denotam os produtos e serviços prestados (*outputs*). Os y 's também

podem representar resultados intermediários (*throughputs*) de estratégias de trabalho ainda não finalizadas na organização.

Para facilitar o entendimento da metodologia de cálculo da eficiência técnica dos hospitais, recorre-se à figura a seguir, em que x^* denota o insumo agregado e y^* denota o produto agregado produzido pelos hospitais HU1, HU2, HU3 e HU4. O hospital HU1 produz o mesmo nível de *output* que o hospital HU2, com maior utilização de *inputs*, e produz menor nível de *output* do que HU3, com utilização de mesma quantidade de *inputs*. Portanto, HU1 não é eficiente relativamente a HU2 nem a HU3. Mas não é trivial comparar a eficiência, por exemplo, do hospital HU2 com HU4. Recai-se, assim, no problema de definição de padrão de comparação. Esse requerido padrão de comparação será obtido recorrendo-se ao traçado de uma **fronteira de eficiência**, definida de tal modo que nenhum hospital que faça parte e defina a fronteira possa ser relativamente menos eficiente do que outro hospital da amostra, ou por qualquer unidade virtual originada da combinação convexa dos *inputs* e dos *outputs* dos hospitais da amostra.



3.1 Explicitação informal do método proposto

A DEA, originariamente desenvolvida por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), permite resolver o problema da identificação do padrão de comparação. Muito informalmente, a definição do padrão de comparação recomenda que se procure otimizar uma expressão da forma $p_1 y_1 + p_2 y_2 + \dots + p_n y_n / w_1 x_1 + w_2 x_2 + \dots + w_m x_m$, em que os p 's e os w 's, que são as ponderações de insumos (x) e produtos (y), são desconhecidos, com a restrição de que nenhuma das unidades avaliadas contrarie o padrão de comparação, localizando-se além da "fronteira" e do nível máximo de eficiência. Os "pesos" devem atender às restrições de não-negatividade. Os *inputs* e *outputs* de cada um dos hospitais são comparados com a combinação convexa dos *inputs* e *outputs* dos hospitais similares. Assim sendo, HU2, HU3 e HU4 determinariam a fronteira, o que não aconteceria com HU1. A fronteira é obtida com a utilização das observações, e não de prescrições ou idiosincrasias, fronteira esta que viria a caracterizar a *best practice* de referência, considerando as peculiaridades dos HUs. Na fronteira, o escore de eficiência será máximo (100%). A relação a ser otimizada é utilizada para cada uma das observações, ou seja, o método fornece, simultaneamente à definição da fronteira e dos escores, os pesos (os "preços sombra"), p 's e w 's. Para explicitações técnicas da metodologia, ver Marinho (1996), e para aplicações da mesma em organizações hospitalares ver Marinho (1998), Marinho e Façanha (1998), e Marinho e Façanha (2000).

3.2 Os modelos de DEA escolhidos

Em virtude da necessidade de atendimento a choques positivos de demanda, pode-se supor que organizações hospitalares públicas operem sempre (ou deveriam operar) com excesso de capacidade. Assim, conforme, por exemplo, Fare, Grosskopf e Valdmanis (1989), equilíbrios de curto prazo não seriam freqüentes em tais organizações. O modelo concebido por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), conhecido na literatura como modelo CCR, pressupõe a presença de retornos constantes de escala, cuja existência, de acordo com a microeconomia, é mais freqüente quando são considerados prazos mais longos. O modelo CCR é, portanto, mais adequado para o presente estudo. Adicionalmente, o modelo, ao buscar a eficiência, preferencialmente com base na maximização de produção, e não na redução do consumo de insumos, é dito "orientado no sentido dos *outputs*" (*output oriented*) por questões que podem ser principalmente identificadas na natureza de **serviço público** dos hospitais sob análise. Alguns de seus principais insumos não podem ser reduzidos, pelo menos no sistema tomado como um todo. Médicos e demais funcionários são estáveis e instalações não podem ser vendidas. Ademais, hospitais se caracterizam por depender de grandes estoques de capital fixo, inegociáveis sem perdas relevantes. Por tais razões, a pressuposição de maximização de

outputs, dados os *inputs*, é mais adequada. Além disso, o modelo CCR é invariante no que se refere à orientação escolhida (ver Charnes, Cooper e Rhodes, 1978, e Marinho e Façanha, 2000)

O estudo considerará que as organizações hospitalares a serem avaliadas mobilizam *inputs* x_1, \dots, x_m , para obter *outputs* y_1, \dots, y_n , o que configura tarefa não trivial. A DEA não exige que se especifique a tecnologia que transforma *inputs* em *outputs*, recomendando otimizar - segundo modelo de Charnes, Cooper & Rhodes (1978) e aplicado em Marinho e Façanha (2000) - da forma $H = p_1 y_1 + \dots + p_n y_n / w_1 x_1 + \dots + w_m x_m$, ou seja, otimizar razão de *output* virtual com *input* virtual, em que os p 's e os w 's são desconhecidos *a priori*. O problema de se vir a conhecer os p 's e os w 's é superado pelo exercício de otimização (Charnes & Cooper (1962) demonstraram que o problema pode ser transformado em problema de programação linear equivalente) com restrições, em que se admite que nenhum dos casos tratados situe-se além de fronteira de eficiência, ou seja, $H \leq 1$ para cada caso, e que os pesos sejam positivos. A DEA permite transpor a base de dados com inúmeras observações e inúmeras variáveis para um gráfico em duas dimensões, com *input* composto e *output* composto.

Os escores que serão apresentados a seguir foram obtidos por meio da aplicação do modelo CCR em 45 HUs, com dados semestrais disponíveis para os anos de 1998, 1999 e 2000 (1º semestre), e com as variáveis definidas na próxima seção, utilizando-se o software *Warwick Windows DEA Software, Version 1.02*. Dois modelos foram executados. No primeiro (modelo 1), os HUs têm as suas eficiências avaliadas apenas dentro de cada período semestral, ou seja, a amostra para comparação restringe-se a cada semestre isoladamente. Assim, cada hospital é comparado com os outros apenas em um semestre, que é o mesmo para todos. No modelo 2, a totalidade dos hospitais em todos os semestres constitui a amostra. Nesse procedimento, apresentado em Marinho (1996), as unidades sob análise são comparadas, em cada período, com todas as realizações de todas as unidades, inclusive dela mesma, em todos os períodos de observação. Nesse caso, compara-se um determinado HU de um determinado período com esse mesmo HU em períodos diferentes. Esse procedimento tem a vantagem de comparar mais diretamente a evolução intertemporal de todas as unidades. Adicionalmente, ao expandir a amostra em relação ao modelo 1, aumenta a capacidade de discriminação da DEA, o que é interessante sob o ponto de vista da realização de exercícios econométricos, conforme os que serão realizados mais adiante no estudo. Como é usual em problemas de programação linear (uma referência básica é Hillier e Lieberman, 1995), a solução factível envolve um aumento proporcional de todos os *outputs* (ou minimização proporcional de todos os *inputs*) e ajustes não-proporcionais na direção da fronteira (as folgas ou excessos, que se pode genericamente chamar de *slacks*). A restrição 2 indica que a

eficiência global de uma unidade qualquer, representada pelos seus escores de eficiência estará no intervalo fechado entre 0% e 100% ou entre 0% e 100%.

3.3 Variáveis de interesse disponíveis

O Ministério da Educação e do Desporto (MEC) vem liberando, desde 1997, um conjunto amplo de dados relacionados aos hospitais universitários disponível em <http://www.mec.gov.br/Sesu/hospuni.shtm>. O conjunto de dados, referentes aos semestres dos anos de 1997 até 2000 (1º semestre), constituirá a fonte exclusiva de informações do trabalho (convindo referenciar as definições apresentadas no *site* do DATASUS, <http://www.datasus.gov.br>), o que permitirá desenvolver o exercício a ser apresentado na seção seguinte, e que engloba as seguintes variáveis:

Inputs (Siglas):

área construída total (ACONSTOT);

número de salas ativadas de ambulatório, emergência e cirurgias (SALAS);

recursos financeiros recebidos do SUS (TOTSUSRE);

número total de enfermeiros (TOTENFER);

número total de médicos (TOTMEDIC);

número total de leitos hospitalares ativos e de leitos de UTI adultos ativos (LEITOS);

número total de docentes (TOTDOCEN).

Outputs (Siglas)

número total de cirurgias (TOTGECIR);

número total de consultas (TOTCONSU);

número total de internações (TOTINTER);

número total geral de exames (TOTEXAME);

inverso da média das taxas de infecção hospitalar (INVINFHO);

inverso do número total geral de óbitos (INVTGOBI);

número total geral de altas (TOTGEALT);

número total de médicos residentes (RESIDENT).

3.4 Análise dos resultados

Modelo 1: Neste modelo, que realiza comparações apenas dentro dos semestres, a análise dos escores dos HUs, apresentados na Tabela 1, revela que o melhor desempenho dos HUs ocorre na região Norte, cujos três hospitais obtêm eficiência máxima (100%) em todos os anos, seguida da região Sul, com média geral igual a 94,67%. Seguem-se a região Centro-Oeste, com 94,03% e, a região Nordeste, com 93,43% de média. O pior desempenho ocorre na região Sudeste, com média de eficiência nos cinco períodos igual a 92,94%. A média geral é igual a 93,91%, sem nenhuma tendência marcante de ascensão ou de queda nos cinco semestres. Nenhuma das regiões apresenta tendência assinalável de melhoria ou de piora de eficiência. A média de eficiência dos hospitais com menos de 200 leitos é 93,52 e dos hospitais com mais de 200 leitos é 95,12, o que assinala pequena variação entre os níveis médios de eficiência dos hospitais de maior e de menor portes.

Tabela 1
Hospitais Universitários Federais: Número Médio de Leitos e Escores de Eficiência no Modelo 1

Hospitais	Número Médio de Leitos	1998.1	1998.2	1999.1	1999.2	2000.1	Média
Região Norte	116	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HGVAM	172	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HBFP	0	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HJBPA	176	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Região Nordeste	91	96,65	95,60	89,64	93,61	91,66	93,43
HUMA	208	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HESBA	222	84,69	92,48	93,34	85,85	72,29	85,73
CPHBA	0	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
MCOBA	0	100,00	100,00	62,96	78,69	100,00	88,33
HWCCE	193	100,00	93,72	84,14	83,36	84,48	89,14
MACCE	0	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HUAL	53	78,31	83,08	74,92	81,57	79,57	79,49
HLWPB	163	100,00	89,67	78,22	77,90	72,47	83,65
HACPB	124	89,38	87,94	76,03	100,00	75,65	85,80
HCPE	259	94,05	100,00	100,00	100,00	94,35	97,68
HABRN	10	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
MJCRN	2	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HOLRN	173	100,00	82,69	64,62	90,41	87,72	85,09
HPRN	10	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
MHFSE	9	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HUSE	36	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

(continua)

(continuação)

Hospitais	Número Médio de Leitos	1998.1	1998.2	1999.1	1999.2	2000.1	Média
Região Sudeste	175	91,48	94,05	92,81	91,87	94,49	92,94
HEMG	234	100,00	100,00	99,96	91,32	86,06	95,47
HAMES	144	76,94	85,99	89,60	92,59	100,00	89,02
HAPRJ	260	96,78	92,13	78,44	70,65	68,71	81,34
HCUMG	179	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HCMG	206	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
IMGRJ	7	74,81	77,61	68,11	76,07	69,72	73,26
HFARJ	90	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
CFFRJ	431	98,07	99,98	100,00	87,83	87,42	94,66
IGRJ	34	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
MERJ	5	99,25	100,00	100,00	100,00	100,00	99,85
IDCRJ	54	100,00	84,67	97,18	100,00	100,00	96,37
IDTRJ	32	82,64	100,00	84,14	88,28	100,00	91,01
IPRJ	173	68,20	89,59	67,50	63,20	100,00	77,70
HUMG	80	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HSP	749	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
GGRJ	121	66,91	74,82	100,00	100,00	100,00	88,35
Região Sul	219	94,38	96,88	92,56	94,43	95,12	94,67
HCJRS	76	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HPARS	415	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HEPRS	152	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HUSC	77	100,00	87,64	70,27	72,69	86,65	83,45
HURS	192	70,00	93,76	90,26	99,41	89,40	88,57
HCPR	399	96,28	99,89	94,81	94,48	94,65	96,02
Região Centro-Oeste	140	92,83	96,47	94,32	92,04	94,51	94,03
HCGO	208	90,32	94,21	100,00	93,04	99,67	95,45
HAPMS	114	81,00	100,00	100,00	100,00	100,00	96,20
HJMMT	65	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HUDF	171	100,00	91,67	77,26	75,10	78,35	84,48
Média Geral	144	94,39	95,59	92,26	93,39	93,94	93,91

Modelo 2: Neste modelo, que realiza comparações entre todos os hospitais em todos os semestres, a análise dos escores dos HUs, apresentados na Tabela 2, revela que o melhor desempenho dos HUs, de modo similar ao modelo 1, ocorre na região Norte, cujos três hospitais obtêm eficiência média de 94,96% em todos os anos, seguida da região Sul, com média geral igual a 85,78%. Seguem-se a região Nordeste, com 85,09%, e a região Sudeste, com 82,04% de média. O pior desempenho ocorre na região Centro-Oeste, com média de eficiência nos cinco períodos igual a 78,81%. A média geral é igual a 84,20% sem nenhuma tendência marcante de ascensão ou de queda nos cinco semestres. Apesar do mau desempenho relativo nesse modelo, a região Centro-Oeste teve uma ligeira melhoria ao longo do período. As demais regiões têm desempenho praticamente estável. A média de eficiência dos hospitais com menos de 200 leitos é igual a 84,24 e a média dos HUs com mais de 200 leitos é 83,91, evidenciando pouca variação entre os hospitais de maior e de menor porte.

Tabela 2
Hospitais Universitários Federais: Número Médio de
Leitos e Escores de Eficiência no Modelo 2

Hospitais	Número Médio de Leitos	1998.1	1998.2	1999.1	1999.2	2000.1
Região Norte	116	91,78	100,00	95,05	92,99	94,99
HGVAM	172	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HBFPA	0	75,34	100,00	100,00	100,00	100,00
HJBPA	176	100,00	100,00	85,14	78,98	84,96
Região Nordeste	91	86,12	87,07	82,89	86,46	82,91
HUMA	208	82,02	95,12	100,00	100,00	100,00
HESBA	222	77,69	71,51	73,50	78,45	65,10
CPHBA	0	79,21	100,00	100,00	96,58	82,81
MCOBA	0	100,00	100,00	53,38	51,26	95,77
HWCCE	193	91,35	77,68	74,85	71,81	71,18
MACCE	0	100,00	95,08	100,00	100,00	100,00
HUAL	53	61,85	61,46	62,83	66,75	66,56
HLWPB	163	73,46	65,41	63,34	63,54	59,36
HACPB	124	68,96	80,58	64,31	100,00	63,16
HCPE	259	83,66	84,33	100,00	100,00	81,31
HABRN	10	100,00	100,00	92,65	100,00	98,25
MJCRN	2	100,00	97,63	89,74	100,00	88,25
HOLRN	173	72,76	68,33	51,67	55,02	54,81
HPRN	10	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
MHFSE	9	91,53	100,00	100,00	100,00	100,00
HUSE	36	95,40	96,02	100,00	100,00	100,00
Região Sudeste	175	82,30	81,29	79,06	82,64	84,92
HEMG	234	84,66	90,47	77,94	75,26	75,86
HAMES	144	69,58	66,38	67,03	68,57	69,84
HAPRJ	260	73,20	72,86	63,76	68,28	60,73
HCUMG	179	87,52	80,39	86,49	100,00	82,41
HCMG	206	90,40	84,87	88,09	98,34	100,00
IMGRJ	7	51,72	56,96	56,10	63,86	62,20
HFARJ	90	100,00	96,26	96,03	100,00	98,19
CFFRJ	431	86,16	90,89	90,24	85,42	81,65
IGRJ	34	100,00	100,00	88,22	84,02	100,00
MERJ	5	78,84	84,88	74,10	73,93	100,00
IDCRJ	54	100,00	73,63	76,60	100,00	100,00
IDTRJ	32	74,54	80,21	69,21	68,77	69,21
IPRJ	173	62,88	63,31	55,94	54,78	86,96
HUMG	80	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
HSP	749	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
GGRJ	121	57,24	59,59	75,23	80,99	71,70
Região Sul	219	90,78	83,78	84,03	85,86	84,45
HCJRS	76	100,00	94,87	98,18	98,56	100,00
HPARS	415	100,00	100,00	97,55	98,75	97,67
HEPRS	152	91,94	91,43	92,54	95,60	89,91
HUSC	77	100,00	60,34	61,13	64,57	63,58
HURS	192	66,05	73,14	72,31	75,35	74,82
HCPR	399	86,67	82,87	82,48	82,31	80,73
Região Centro-Oeste	140	75,45	75,59	84,78	80,72	77,54
HCGO	208	72,18	70,33	99,96	89,19	79,96
HAPMS	114	64,60	75,96	73,14	72,58	60,90
HJMMT	65	88,71	87,48	100,00	95,51	100,00
HUDF	171	76,30	68,60	66,01	65,58	69,28
Média Geral	144	84,81	84,42	82,66	84,95	84,16

4 A intensidade e a frequência de utilização nos hospitais federais

4.1 Os indicadores propostos

Objetivando aprofundar a descrição das características da prestação de serviços pelos hospitais universitários, três indicadores clássicos serão explicitamente utilizados com base nos dados disponíveis até então na presente pesquisa: a taxa de ocupação de leitos, o prazo médio de internação e a taxa de rotatividade dos leitos. O tratamento simultâneo dos mesmos é relativamente simples, dadas as relações matemáticas existentes e tendo em vista o auxílio de gráficos a serem apresentados a seguir. Todos esses indicadores podem ser calculados em bases anuais. Formalmente, em termos semestrais (naturalmente, os indicadores podem ser calculados em bases anuais), cada um dos indicadores tem as seguintes definições:

Taxa de Ocupação = número de dias de internação em um semestre / (180 * número de leitos disponíveis no ano). A taxa de ocupação dos leitos mede a porcentagem total dos leitos hospitalares que está ocupada por pacientes em um determinado período de tempo, em um dado hospital.

Prazo Médio de Permanência (Internação) = número de dias de internação em um semestre / número de saídas (altas ou óbitos) no semestre. O prazo médio de permanência evidencia o número médio de dias de duração das internações.

Taxa de Rotatividade = número de internações em um semestre / número de leitos disponíveis no semestre. A taxa de rotatividade dos leitos representa o número médio de internações por leito em um determinado período de tempo.

As taxas de ocupação e os prazos médios de permanência são fornecidos pelo MEC. Simples manipulação algébrica permite verificar que:

$$\text{Taxa de rotatividade} = (\text{Taxa de ocupação} * 180) / \text{Prazo médio de permanência}.$$

Colocando-se em um gráfico cartesiano o prazo médio de permanência no eixo das ordenadas e a taxa de ocupação no eixo das abscissas, observa-se que o coeficiente angular de uma reta ajustada aos pontos será igual a 180 multiplicado pelo inverso da taxa de rotatividade. Dito de outro modo, para um determinado valor de prazo médio de permanência, quanto maior a taxa de ocupação, maior a taxa de rotatividade, ou seja, traçada uma reta horizontal passando em qualquer ponto do eixo Y (ordenadas = prazo médio de permanência), os

pontos com maiores valores (valores mais à direita) de X (abscissas = taxa de ocupação) serão pontos com maiores taxas de rotatividade.

A análise da eficiência de hospitais ou de sistemas hospitalares com base nesses indicadores deve ser precedida de análises cuidadosas e de precauções indispensáveis. Maiores taxas de ocupação indicariam a menor ociosidade dos leitos e, portanto, maior eficiência. Mas essa conclusão precisaria ser referendada pelo perfil dos custos e da qualidade dos serviços hospitalares. Não se deve deixar de observar, adicionalmente, que taxas de ocupação muito altas também podem indicar alta prevalência de morbidade, baixa resolutividade, pouca reserva para emergências e elevadas probabilidades de infecções hospitalares. Altas taxas de rotatividade podem significar altos números de reinternações. Dependendo do grau de complexidade da instituição e do tipo de diagnóstico subjacente, altas taxas de rotatividade podem significar, também, internações desnecessárias. O prazo médio de permanência é um indicador também bastante complexo. Sob o ponto de vista estrito (e insuficiente) dos custos, baixos prazos médios de permanência indicariam menores custos hospitalares e, *coeteris paribus*, maiores níveis de eficiência. Mas mesmo sob esse ponto de vista inadequadamente estrito isso pode não ser verdade (ver, para mais detalhes, Fisher, 1999). Os custos hospitalares costumam ter componentes fixos mais elevados no início das internações (por conta dos custos de instalação e exames iniciais) e nas altas (por conta dos custos de desinstalação e dos procedimentos de alta). Em prazos curtos, esses custos não podem ser diluídos, e o “custo médio diário *per capita*” de internação pode ser mais elevado do que em períodos mais longos. Por outro lado, baixos prazos médios de permanência podem significar apenas altas precoces (*quicker but sicker*), óbitos prematuros ou óbitos inevitáveis que, sob o ponto de vista de custos, demandariam internação em instituições outras que não hospitais universitários. Baixos prazos médios de permanência também podem indicar o uso intensivo de recursos dos hospitais, elevando custos médios. Altos prazos de permanência podem, por outro lado, significar a baixa capacidade de resolução dos casos atendidos. Deve-se enfatizar a necessidade de se comparar os padrões de custos com os das receitas dos hospitais (exercício que não está sendo aqui desenvolvido), caso se queira analisá-los sob a ótica de excedentes operacionais, pois a administração do tratamento dispensado aos pacientes e, por conseguinte, a própria tecnologia inerente aos hospitais serão afetadas pelas relações entre receitas e custos.

4.2 As análises realizadas

Com o objetivo de explorar a extensa base de dados disponível com a utilização dos indicadores propostos na subseção anterior, um conjunto de gráficos e de tabelas foi elaborado, e passa a ser apresentado e discutido a seguir. Para tirar partido dos resultados e indicações obtidos em Marinho e Façanha (2000), onde havia um melhor desempenho dos hospitais de pequeno porte (menos de 200 leitos), os Gráficos 1 a 4 e as Tabelas 3 e 4 assinalam o porte dos hospitais de acordo com essa dicotomia (maiores ou menores que 200 leitos). O número médio geral de leitos é 144. Em todas as análises, somente foram computados os valores nos hospitais cujos dados para os indicadores estão disponíveis e diferentes de zero. Idealmente, os indicadores deveriam ser implementados em todas as especialidades hospitalares. As limitações da base de dados restringiram as análises para as clínicas médica e cirúrgica. Com o intuito de poupar o leitor, no que se refere à profusão de dados e de tabelas, alguns resultados são apresentados apenas para o primeiro (1998.1) e para o último (2000.1) semestres disponíveis, o que, de modo geral, possibilita uma análise razoável da evolução temporal do sistema. Os resultados para todos os semestres estão disponíveis, mas não apresentam relevância especial. Sempre que possível, as médias gerais dos valores semestrais são apresentados, possibilitando uma visualização do quadro geral dos HUs. Mais do que valores absolutos, serão enfatizados os desempenhos relativos dos hospitais. Primeiramente, porque análises de desempenhos absolutos, que pressupõem a existência de *benchmarks* exógenos ao sistema ou de parâmetros de engenharia, não são recomendáveis em instituições de caráter público e social com as especificidades e complexidades de hospitais universitários. Adicionalmente, conforme asseveram Ferrier e Valdmanis (1996), hospitais públicos são melhor administrados como sistemas do que individualmente. Embora os indicadores em tela não estejam disponíveis em desagregações por especialidades no conjunto dos demais hospitais brasileiros, algumas comparações bastante preliminares poderiam ser realizadas. Verifica-se que as taxas de ocupação são sensivelmente iguais aos valores globais dos hospitais do SUS. Mas os prazos médios de permanência (7,67 dias) são sensivelmente maiores e as taxas de rotatividade (17,32) são sensivelmente menores do que os valores encontrados nos demais hospitais brasileiros do SUS: em termos médios, respectivamente, 5,47 dias e 31,02. Os valores desses indicadores no SUS são discutidos e apresentados em Marinho, Moreno e Cavalini (2001). Tais resultados são compatíveis com o grau de complexidade inerente às atividades de hospitais universitários.

Gráfico 1
Taxa de Ocupação x Média de Permanência na Clínica Médica - 1998.1

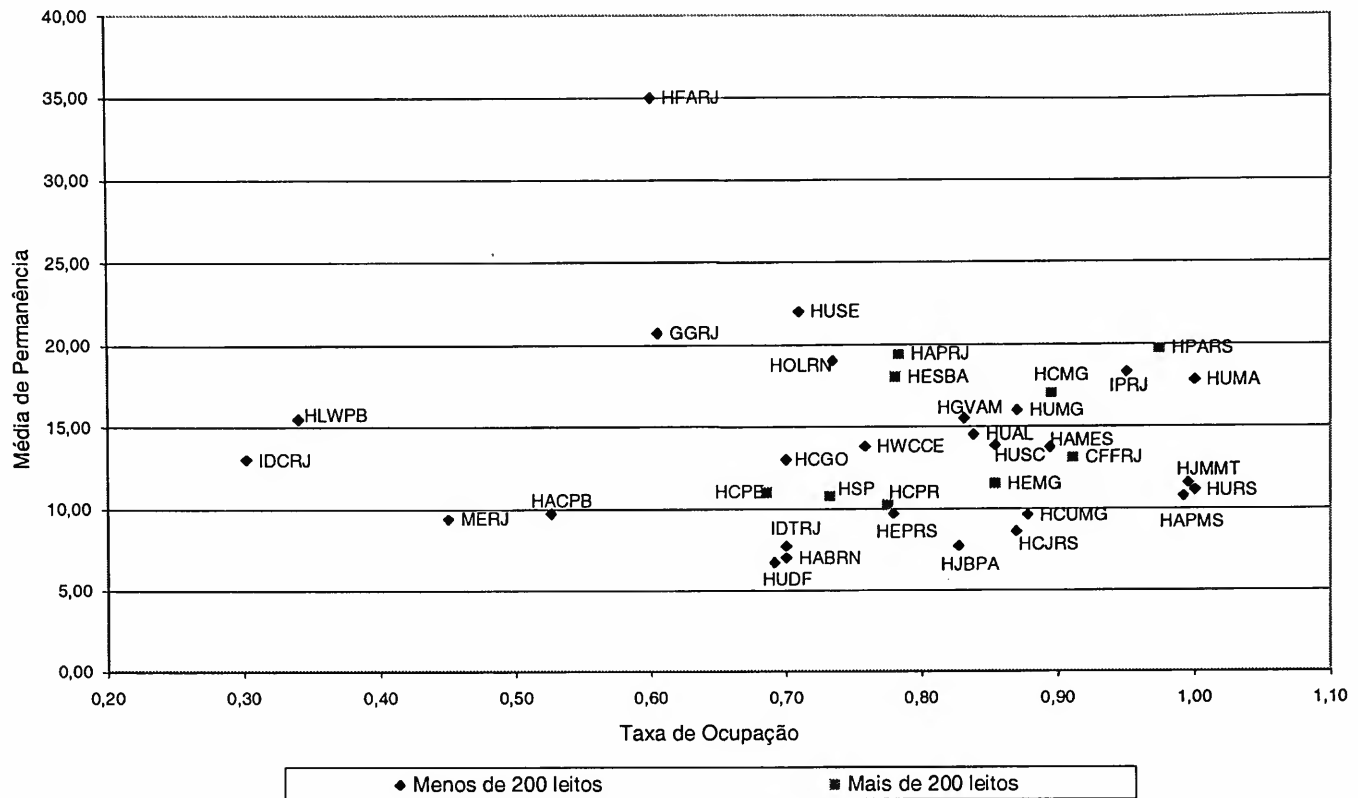


Gráfico 2
Taxa de Ocupação x Média de Permanência na Clínica Cirúrgica - 1998.1

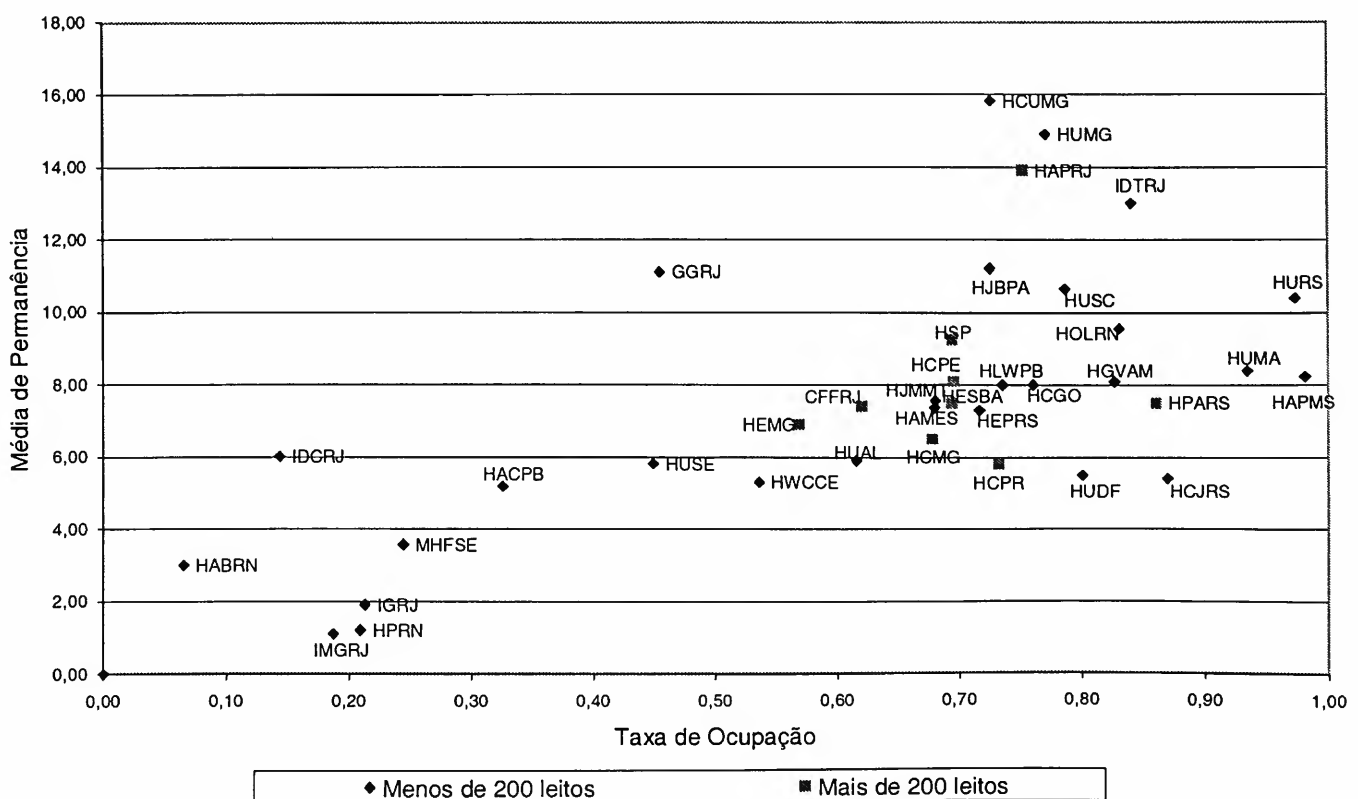


Gráfico 3
Taxa de Ocupação x Média de Permanência na Clínica Médica - 2000.1

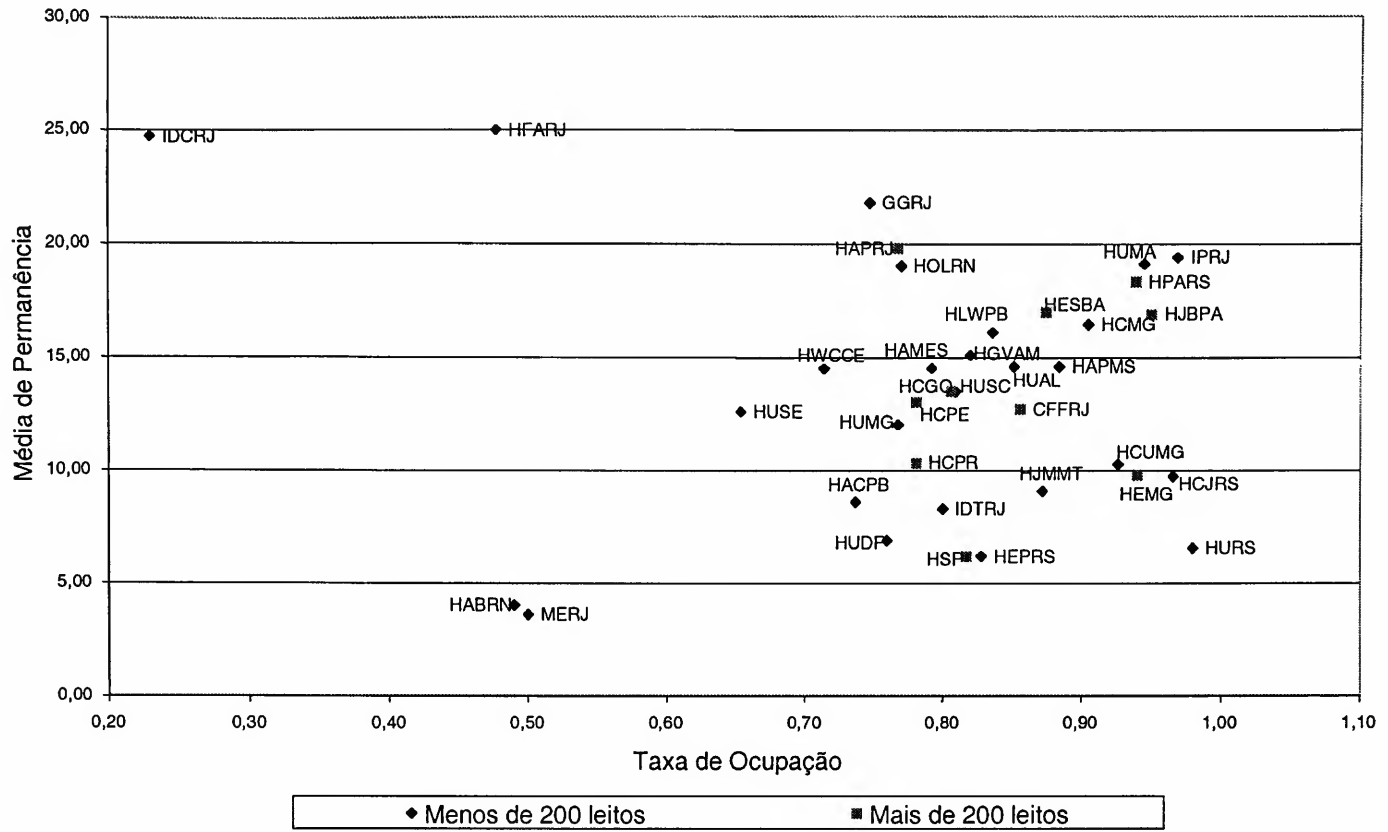


Gráfico 4
Taxa de Ocupação x Média de Permanência na Clínica Cirúrgica - 2000.1

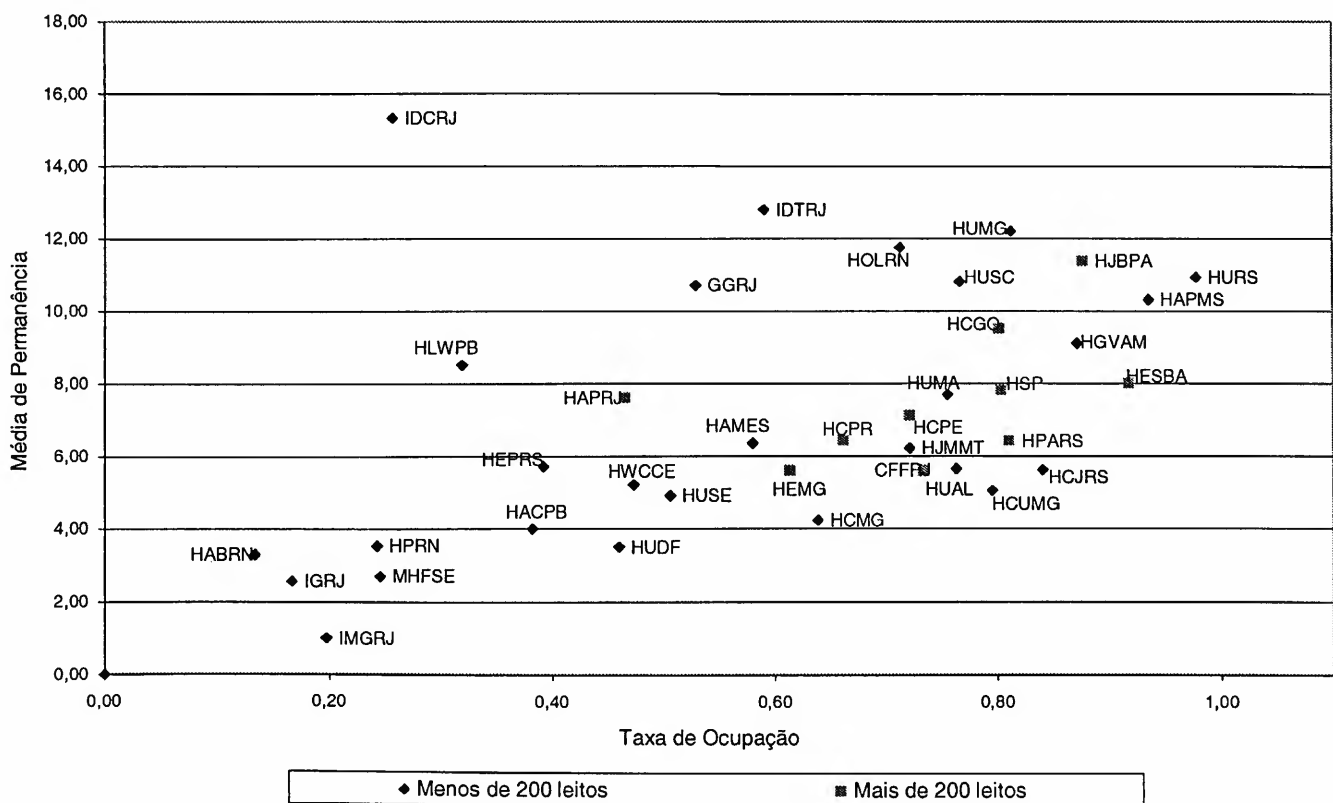


Tabela 3
Taxa de Ocupação, Prazo Médio de Permanência, Taxa de Rotatividade e Número de Leitos dos Hospitais - 1998.1

Siglas	Número de Leitos	Clínica Médica			Clínica Cirúrgica		
		Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade
MERJ	5	0,45	9,40	8,62			
IMGRJ	7				0,19	1,10	30,58
MHFSE	9				0,24	3,56	12,34
HPRN	10				0,21	1,20	31,35
HABRN	13	0,70	7,00	18,00	0,07	3,00	3,90
IDTRJ	32	0,70	7,70	16,36	0,84	13,00	11,63
IGRJ	33				0,21	1,90	20,16
HUSE	36	0,71	21,98	5,81	0,45	5,81	13,92
IDCRJ	50	0,30	13,02	4,18	0,14	6,01	4,29
HJBPA	50	0,83	7,70	19,33	0,73	11,20	11,65
HUAL	53	0,84	14,50	10,40	0,62	5,90	18,78
HJMMT	65	1,00	11,56	15,50	0,68	7,56	16,20
HUMG	80	0,87	16,00	9,79	0,77	14,90	9,31
HCJRS	82	0,87	8,60	18,19	0,87	5,40	28,97
HEPRS	95	0,78	9,70	14,46	0,72	7,30	17,65
HFARJ	100	0,60	35,00	3,09			
HAPMS	111	0,99	10,75	16,60	0,98	8,23	21,45
GGRJ	113	0,61	20,70	5,26	0,46	11,10	7,38
HLWPB	114	0,34	15,50	3,95	0,74	8,00	16,54
HAMES	144	0,89	13,73	11,72	0,68	7,37	16,60
HACPB	147	0,53	9,73	9,73	0,33	5,18	11,31
HUSC	152	0,85	13,85	11,10	0,79	10,64	13,30
HUDF	165	0,69	6,70	18,57	0,80	5,50	26,19
IPRJ	170	0,95	18,30	9,34			
HCUMG	173	0,88	9,60	16,46	0,73	15,82	8,26
HOLRN	174	0,73	19,00	6,95	0,83	9,55	15,64
HURS	174	1,00	11,10	16,22	0,97	10,40	16,84
HGVAM	175	0,83	15,50	9,65	0,83	8,10	18,36
HWCCE	189	0,76	13,80	9,89	0,54	5,30	18,20
HUMA	193	1,00	17,80	10,11	0,93	8,40	20,01
HCGO	195	0,70	13,00	9,69	0,76	8,00	17,10
Média (< 200)	100	0,76	13,75	11,44	0,61	7,48	16,35
HESBA	207	0,78	18,00	7,81	0,69	7,50	16,65
HEMG	213	0,85	11,50	13,37	0,57	6,90	14,84
HCMG	220	0,90	17,00	9,48	0,68	6,50	18,77
HCPE	241	0,69	11,00	11,21	0,70	8,10	15,44
HAPRJ	254	0,78	19,40	7,26	0,75	13,90	9,74
HCPR	399	0,78	10,20	13,68	0,73	5,80	22,72
HPARS	417	0,97	19,70	8,90	0,86	7,50	20,64
CFFRJ	468	0,91	13,10	12,52	0,62	7,40	15,08
HSP	759	0,73	10,75	12,26	0,69	9,25	13,51
Média (> 200)	353	0,82	14,52	10,72	0,70	8,09	16,38

Tabela 4
Taxa de Ocupação, Prazo Médio de Permanência, Taxa de Rotatividade e Número de Leitos dos Hospitais - 2000.1

Siglas	Número de Leitos	Clínica Médica			Clínica Cirúrgica		
		Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade
Média Geral	159	0,79	13,44	12,86	0,61	7,16	16,96
MERJ	5	0,50	3,60	25,00			
IMGRJ	7				0,20	1,00	35,46
MHFSE	9				0,25	2,70	16,33
HPRN	10				0,24	3,53	12,34
HABRN	10	0,49	4,00	22,05	0,13	3,30	7,25
IDTRJ	32	0,80	8,30	17,35	0,59	12,80	8,30
IGRJ	33				0,17	2,57	11,63
HUSE	36	0,65	12,60	9,34	0,51	4,90	18,55
HFARJ	50	0,48	25,00	3,44			
HUAL	53	0,85	14,60	10,50	0,76	5,63	24,38
HJMMT	65	0,87	9,10	17,25	0,72	6,20	20,92
IDCRJ	69	0,23	24,73	1,67	0,26	15,34	3,00
HEPRS	72	0,83	6,20	24,04	0,39	5,70	12,35
HCJRS	76	0,97	9,75	17,83	0,84	5,60	27,00
HUMG	80	0,77	12,02	11,49	0,81	12,20	11,98
HACPB	90	0,74	8,60	15,43	0,38	4,00	17,15
HAPMS	115	0,88	14,60	10,90	0,94	10,30	16,34
GGRJ	124	0,75	21,80	6,17	0,53	10,70	8,88
HAMES	144	0,79	14,52	9,82	0,58	6,34	16,45
HUSC	152	0,81	13,50	10,79	0,77	10,80	12,77
HOLRN	167	0,77	19,02	7,29	0,71	11,75	10,91
HGVAM	169	0,82	15,10	9,77	0,87	9,10	17,23
HUDF	174	0,76	6,90	19,82	0,46	3,50	23,61
IPRJ	175	0,97	19,40	8,99			
HLWPB	176	0,84	16,10	9,35	0,32	8,50	6,73
HURS	176	0,98	6,55	26,93	0,98	10,92	16,11
HCMG	179	0,90	16,45	9,90	0,64	4,22	27,21
HCUMG	181	0,93	10,26	16,25	0,79	5,04	28,39
HUMA	182	0,94	19,12	8,89	0,76	7,68	17,70
HWCCE	194	0,71	14,50	8,86	0,47	5,20	16,34
Média (< 200)	100	0,77	13,32	13,04	0,56	7,02	16,49
HJBPA	210	0,95	16,89	10,13	0,88	11,37	13,87
HESBA	217	0,87	17,00	9,26	0,92	8,00	20,64
HCGO	217	0,81	13,50	10,75	0,80	9,50	15,18
HEMG	243	0,94	9,81	17,25	0,61	5,60	19,69
HCPE	250	0,78	13,00	10,81	0,72	7,10	18,28
HAPRJ	261	0,77	19,80	6,97	0,46	7,60	10,99
CFFRJ	389	0,86	12,70	12,13	0,73	5,60	23,56
HCPR	391	0,78	10,33	13,60	0,66	6,40	18,59
HPARS	414	0,94	18,30	9,24	0,81	6,40	22,78
HSP	760	0,82	6,20	23,72	0,80	7,80	18,53
Média (> 200)	335	0,85	13,75	12,39	0,74	7,54	18,21

4.3 Os resultados

As Tabelas 3 e 4 e os Gráficos 1, 2, 3 e 4 retratam os indicadores de taxa de ocupação, prazo médio de permanência e taxa de rotatividade dos hospitais nos semestres 1998.1 e 2000.1, assinalando também o número de leitos dos HUs. Em ambos os períodos, a clínica médica tem maior taxa de ocupação, quase o dobro do prazo médio de permanência e menor rotatividade do que a clínica cirúrgica, o que é razoável ante as características dos cuidados dispensados em cada clínica. Problemas crônicos são mais frequentes na população do que as cirurgias, demandando mais tempo de internação. A taxa de ocupação é ligeiramente maior nos hospitais de maior porte. O prazo médio de permanência e a taxa de rotatividade não são muito afetadas pelo tamanho dos hospitais. Pode-se apenas constatar que os hospitais com mais de 200 leitos têm taxas de ocupação e prazo médio de permanência ligeiramente maiores. A taxa de rotatividade média é maior na clínica médica dos pequenos hospitais do que nos que têm mais de 200 leitos, ocorrendo o oposto na clínica cirúrgica. Em ambas as clínicas, em todos os três indicadores, é grande a dispersão de valores pelos HUs.

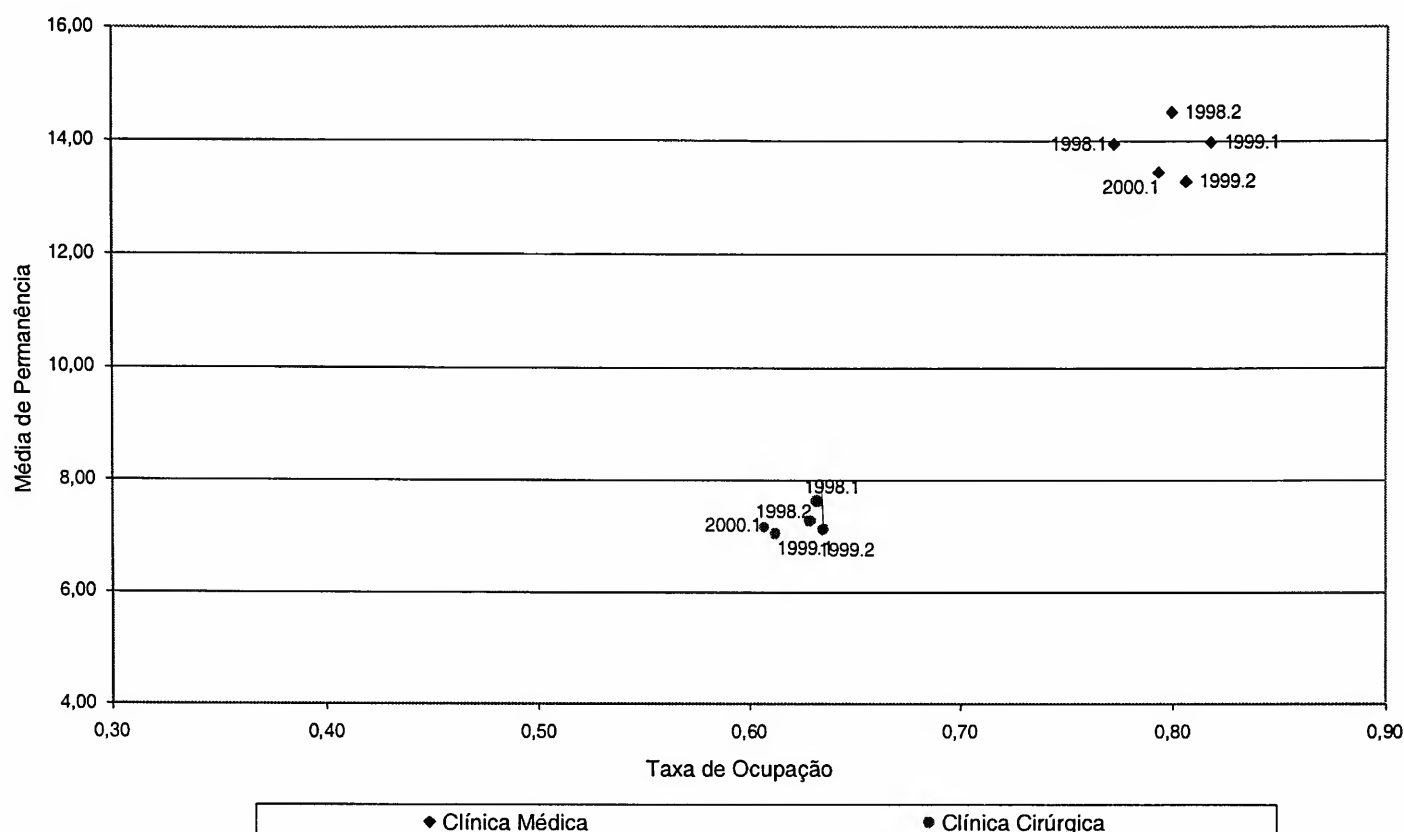
A Tabela 5 e o Gráfico 5 retratam as médias, no conjunto dos HUs, da taxa de ocupação, do prazo médio de permanência e da taxa de rotatividade na clínica médica e na clínica cirúrgica. A taxa de ocupação e o prazo médio de permanência na clínica médica fazem um interessante movimento de *looping*, no sentido horário, ao longo dos períodos, crescendo até 1999.1 e decrescendo a partir desse semestre. A taxa de rotatividade vem sofrendo um ligeiro, mas persistente, incremento na clínica médica. Os demais indicadores são bastante estáveis em ambas as clínicas.

Tabela 5
Valores Médios Semestrais da Taxa de Ocupação, do Prazo Médio de Permanência e da Taxa de Rotatividade por Tipo de Clínica

Semestres	Clínica Médica			Clínica Cirúrgica		
	Taxa de Ocupação	Prazo Médio de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Prazo Médio de Permanência	Taxa de Rotatividade
1998.1	0,77	13,94	11,26	0,63	7,63	16,25
1998.2	0,80	14,50	11,79	0,63	7,28	17,63
1999.1	0,82	13,96	12,49	0,61	7,04	17,06
1999.2	0,81	13,28	12,88	0,63	7,12	17,99
2000.1	0,79	13,44	12,86	0,61	7,16	16,96
Média	0,80	13,83	12,26	0,62	7,25	17,18

Gráfico 5

Taxa de Ocupação x Média de Permanência por Semestre e por Tipo de Clínica



As Tabelas 6 e 7 e o Gráfico 6 retratam os valores semestrais da taxa de ocupação, do prazo médio de permanência e da taxa de rotatividade nos HUs de acordo com as regiões do País. A taxa de ocupação é sensivelmente menor no Sudeste e no Nordeste em todos os períodos em ambas as clínicas, denotando maior ociosidade dos leitos nessas regiões do que nas demais. Essa maior ociosidade é mais acentuada na clínica cirúrgica do que na clínica médica. O prazo médio de permanência é significativamente maior no Sudeste e no Norte do que nas outras regiões. Nesse indicador, as diferenças são ligeiramente mais acentuadas na clínica médica do que na clínica cirúrgica. A região Centro-Oeste tem a maior taxa de rotatividade na clínica médica em todos os períodos. As outras regiões se alternam nas demais posições desse indicador. Na clínica cirúrgica, existe grande alternância de posições. O Norte tem o menor valor médio, seguido pelo Sudeste.

Tabela 6
Valores Semestrais da Taxa de Ocupação, do Prazo Médio de Permanência e da Taxa de Rotatividade nas Regiões do País, na Clínica Médica

Regiões	1998.1			1998.2		
	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade
Norte	0,83	11,60	14,49	0,90	14,94	10,92
Nordeste	0,73	14,49	10,01	0,79	13,47	11,91
Sudeste	0,74	15,37	9,98	0,77	16,29	11,50
Sul	0,85	12,41	13,26	0,84	13,84	11,37
Centro-Oeste	0,84	10,50	15,09	0,83	11,70	13,44
Média	0,80	12,88	12,57	0,83	14,05	11,83

Regiões	1999.1			1999.2		
	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade
Norte	0,77	14,93	9,21	0,82	13,16	11,37
Nordeste	0,84	13,30	14,05	0,75	13,09	11,91
Sudeste	0,78	14,77	11,76	0,81	14,70	13,01
Sul	0,84	14,60	11,18	0,86	12,13	12,83
Centro-Oeste	0,88	11,68	14,07	0,89	10,38	15,91
Média	0,84	13,86	12,05	0,82	12,69	13,01

Regiões	2000.1			Média Geral		
	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade
Norte	0,89	16,00	9,95	0,84	14,12	11,19
Nordeste	0,78	13,19	12,61	0,78	13,51	12,10
Sudeste	0,75	14,61	12,15	0,77	15,15	11,68
Sul	0,86	11,62	15,10	0,85	12,92	12,75
Centro-Oeste	0,83	11,03	14,68	0,85	11,06	14,64
Média	0,86	13,29	12,90	0,85	13,35	12,47

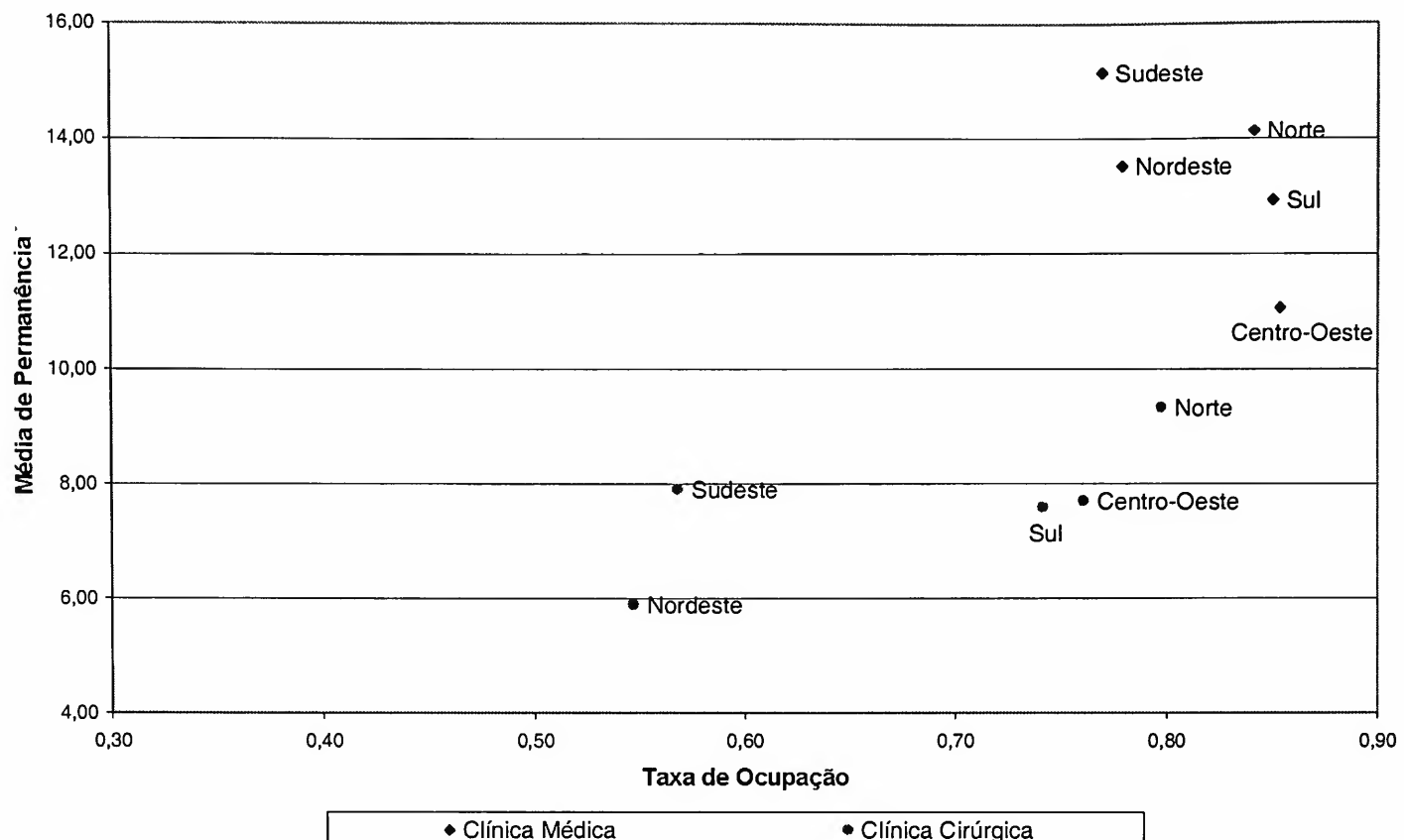
Tabela 7**Valores Semestrais da Taxa de Ocupação, do Prazo Médio de Permanência e da Taxa de Rotatividade nas Regiões do País, na Clínica Cirúrgica**

Regiões	1998.1			1998.2		
	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade
Norte	0,78	9,65	15,00	0,81	9,41	15,68
Nordeste	0,53	5,96	16,17	0,59	5,90	19,27
Sudeste	0,56	8,86	13,33	0,55	7,72	15,91
Sul	0,82	7,84	20,02	0,72	7,78	18,14
Centro-Oeste	0,81	7,32	20,23	0,77	8,18	18,47
Média	0,70	7,93	16,95	0,69	7,80	17,49

Regiões	1999.1			1999.2		
	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade
Norte	0,76	8,86	15,50	0,77	8,46	16,57
Nordeste	0,56	5,77	17,82	0,55	5,75	18,16
Sudeste	0,55	7,51	15,71	0,62	7,97	17,31
Sul	0,72	7,36	18,62	0,71	7,30	18,98
Centro-Oeste	0,74	7,98	17,59	0,77	7,58	18,88
Média	0,67	7,49	17,05	0,68	7,41	17,98

Regiões	2000.1			Média Geral		
	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade	Taxa de Ocupação	Média de Permanência	Taxa de Rotatividade
Norte	0,87	10,24	15,55	0,80	9,32	15,66
Nordeste	0,51	6,02	15,55	0,55	5,88	17,39
Sudeste	0,55	7,45	17,24	0,57	7,90	15,90
Sul	0,74	7,64	18,27	0,74	7,58	18,81
Centro-Oeste	0,73	7,38	19,01	0,76	7,69	18,84
Média	0,73	7,74	17,12	0,73	7,67	17,32

Gráfico 6
Taxa de Ocupação x Média de Permanência por Regiões e por Tipo de Clínica



5 Eficiência técnica e indicadores de utilização

5.1 Motivações

A combinação dos resultados da DEA com outros indicadores, particularmente os originados em modelos de regressão, é fortemente recomendada na literatura (por exemplo, em Thanassoulis, 1993; Façanha e Marinho, 1999; e Marinho *et alii*, 1997). O que se pretende nesta seção é explorar a potencial complementaridade da análise de custo-efetividade proporcionada pela utilização da DEA com os indicadores de utilização. Mesmo não sendo entidades com fins lucrativos, o comportamento dos hospitais deve guardar relação com critérios de maximização de excedentes operacionais, sem que tal comportamento implique descuido de suas missões organizacionais mais preciosas, relatadas no início do presente trabalho. Ford e Kaserman (2000), afirmam que “(...) *os efeitos de estruturas alternativas de propriedade sobre a qualidade de cuidados médicos torna-se uma questão empírica* (...)”. Posições bastante semelhantes são observadas em Sloan *et alii* (1998), Keeler *et alii*

(1999), Arnould *et alii* (2000), Dugan (2000), Sloan (2000) e Eldenburg *et alii* (2001). No presente caso, a conexão da análise de eficiência relativa retratada com o uso da DEA com os indicadores de utilização é proveitosa e oportuna. Conforme observam Dranove e Ludwick (1999), “*Diferenças nos prazos de permanência podem refletir diferenças de estilos de atuação ou diferenças de eficiência.*” Pode-se, com esse procedimento metodológico, observar a extensão dos esforços dos HUs na busca de desempenhos relativos virtuosos, levando-os a escolher tecnologias e níveis de custos socialmente eficientes (condicionados por sua almejada efetividade), o que coloca essa pesquisa no leito da importante temática da *yardstick competition*. (Shleifer, 1985)

5.2 Os modelos executados

A escolha dos modelos executados obedece razões técnicas e empíricas que convém explicitar. A **taxa de rotatividade** é obtida com a divisão do número de internações pelo número de leitos, ambas as variáveis também utilizadas na DEA. Como se trata da divisão de um *output* por um *input*, quanto maior a taxa, maior a eficiência técnica. Assim sendo, a utilização da taxa de rotatividade como regressor seria redundante. A **taxa de ocupação** é o resultado da divisão do número total de dias de internação pela capacidade total de internação do hospital, capacidade essa obtida pela multiplicação do número de leitos por 180 (número de dias do semestre). Os leitos são *inputs* na DEA. O **prazo médio de permanência** se obtém com a divisão do número total de dias de internação pelo número de casos de internação. O número de internações é um *output* no cálculo de eficiência técnica na DEA. Ambos os indicadores, a taxa de ocupação e o prazo médio de permanência, dependem, por definição, do prazo total de internação, **mas o prazo total de internação não é utilizado na DEA**, por não se tratar de um insumo para produção em sentido estrito.

Pode-se supor que os gestores hospitalares não controlam diretamente os prazos totais de internação mas, certamente, ao controlarem a intensidade dos tratamentos individuais e ao avaliarem os pacientes, **controlam os prazos médios de internação, ainda que de forma não coordenada**. E esses gestores são, majoritariamente, os médicos que, de acordo com Chilingerian (1994), “... *controlam 80% das decisões relacionadas com dispêndios na atenção médica.*”

Conforme já discutido, a questão da recuperação dos **custos médios diários per capita** pelos hospitais tem de ser estudada, e hipóteses a respeito das implicações dessa recuperação de custos sobre o tratamento dispensado aos pacientes devem ser devidamente testadas. A estratégia dos hospitais em relação aos prazos de internação dependerá de como a curva de

custos dos hospitais se comporta em relação ao tempo e do modo de remuneração dos mesmos. Adicionalmente, as formas de remuneração dos HUs são bastante complexas. Os pagamentos do SUS são feitos com base em procedimentos, o que incentivaria a redução dos prazos de permanência. Mas as verbas do Ministério da Educação, recursos próprios dos hospitais e das universidades dos quais eles fazem parte, e verbas relacionadas a programas ou atividades de pesquisa seguem outras lógicas.

Assim, existe, a ser testada, a hipótese de que os hospitais, na busca de eficiência técnica, minimizam, ou não, os prazos das internações, cuja contrapartida empírica, neste estudo, é o prazo médio de permanência na clínica médica e na clínica cirúrgica dos diferentes HUs. Esses prazos serão utilizados como variáveis independentes em regressões onde o escore de eficiência relativa é a variável dependente.

Com o objetivo de explorar a existência de uma série de dados em cinco semestres para as variáveis já especificadas na DEA e analisar as heterogeneidades entre os hospitais do estudo, um conjunto de análises de regressão foi realizado, sendo apresentados os resultados de um modelo em painel (*panel data model*) para os cinco semestres disponíveis nos modelos 1 e 2 da seção 3. O modelo admite as alternativas de presença de efeito fixo ou de efeito aleatório, conforme apresentado seguir.

5.3 Forma geral dos modelos de regressão em painel

Seja o modelo de regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{it}x_{it} + \varepsilon_{it}$$

em que y_{it} é a variável dependente. Além do termo constante, existem K regressores em x_{it} . O efeito individual é α_i , constante ao longo do tempo t e específico ao hospital i ; ε_{it} é uma perturbação aleatória clássica. Em **modelos de efeito fixo** α_i seria um termo constante específico de cada grupo (cada hospital) na regressão. Em **modelos de efeito aleatório** α_i seria uma perturbação aleatória específica de cada grupo (hospital). Os testes estatísticos para verificação da presença de um modelo de efeito fixo ou de um modelo de efeito aleatório são os testes de multiplicadores de Lagrange, que envolvem uma distribuição qui-quadrado e o teste de Hausman, que também envolve uma distribuição do tipo qui-quadrado. Ambos os testes estão detalhados em Greene (1997) e são automaticamente executados no *software* LIMDEP 7.0.

No presente estudo, a variável independente será a eficiência técnica de cada hospital, e os regressores serão os prazos médios de permanência na clínica médica (MEDPCLMD) e na clínica cirúrgica (MEDPCLCR), os únicos adequadamente disponíveis, conforme já assinalado. Os principais insumos e produtos relevantes para a determinação de eficiência dos HUs já foram incluídos na DEA. Uma questão relevante em estudos de eficiência de hospitais é o controle do risco dos pacientes (ver, por exemplo, McClellan, 1997), que pode induzir diferentes desempenhos em unidades expostas a diferentes graus de severidade dos casos atendidos. Essa assimetria demandaria a introdução de variável de controle de risco na regressão, de modo a compensar as distorções. No caso em estudo, entretanto, esse problema é fortemente mitigado pela homogeneidade dos hospitais universitários, que são todos hospitais com perfil de alta complexidade de atendimento, estando sujeitos, todos, a riscos semelhantes (e elevados) na clientela. Essa homogeneidade dos hospitais também é importante na superação de problemas de auto-seleção (*self-selection*), em que pacientes escolhem as unidades com (supostas) melhores condições de atendimento, concentrando os casos mais graves nos (supostos) melhores hospitais. Como esses hospitais não têm, majoritariamente, perfil de atendimento de emergências e nem de atendimento ambulatorial muito simples, a demanda sofre uma seleção na “porta de entrada”, por critérios internos às unidades, reduzindo as possibilidades de *self-selection*. De resto, a variável de controle usual para esse problema é a localização relativa (endereços) de pacientes e hospitais (ver McClellan, *op. cit.*), dados esses que não estão disponíveis. Um outro problema que permanece é a distorção causada pela migração regional ou entre estados. Tais migrações são possíveis quando pacientes se defrontam com a necessidade de encontrar solução para problemas graves e crônicos de saúde.

5.4 Os resultados

Modelo 1
Comparações dos Hospitais a Cada Semestre

Variável	Coeficiente (b)	Desvio-padrão (D. P)	b/D.P.	P[Z >z]	Multiplicador de Lagrange (1 g.l.)	Estatística de Hausman (2 g.l)
MEDPCLMD	-5,89E-03	3,27E-03	-1,800	0,072	94,04 (valor de prova = 0,000000)	4,40 (valor de prova = 0,110800)
MEDPCLCR	2,20E-03	3,40E-03	0,645	0,519		
Constante	94,753	1,304	72,657	0,000		

A variável representativa do prazo médio de permanência na clínica médica (MEDPCLMD) é significativa no nível de teste de 10%, com sinal negativo na regressão, indicando que longos prazos médios de permanência na clínica médica (internações com longos prazos de duração) implicam menor eficiência dos HUs. O valor da constante da regressão é positivo e significativo. O valor da estatística do teste do multiplicador de Lagrange é 94,04 e o valor da estatística do teste de Hausman é 4,40, o que indica a presença de um modelo de efeito fixo (ver, para mais detalhes, Greene, *op. cit.*). Nesse caso, as diferenças de eficiência entre os hospitais podem ser capturadas pela constante da regressão, indicando que existe um patamar fixo de eficiência para cada hospital da amostra, além dos acréscimos de eficiência que podem ser obtidos com a redução dos prazos médios de permanência na clínica médica.

Modelo 2

Comparação Simultânea de Todos os Hospitais em Todos os Semestres

Variável	Coefficiente (b)	Desvio-padrão (D. P)	b/D. P	$P[Z > z]$	Multiplicador de Lagrange (1 g.l.)	Estatística de Hausman (2 g.l.)
MEDPCLMD	-1,22E-01	2,01E-02	-6,074	0,000	110,10 (valor de prova = 0,000000)	28,23 (valor de prova = 0,000001)
MEDPCLCR	-8,00E-03	3,42E-03	-2,338	0,019		
Constante	89,813	1,670	53,794	0,000		

A variável MEDPCLMD (prazo médio de permanência na clínica médica) é significativa em qualquer nível de teste, e a variável MEDPCLCR (prazo médio de permanência na clínica cirúrgica) é significativa ao nível de teste de 5%. Ambas apresentam coeficientes com sinal negativo, ou seja, os prazos médios de internação nessas clínicas e a eficiência técnica dos HUs variam em sentidos opostos. O valor da constante da regressão é positivo e significativo. O valor da estatística do teste do multiplicador de Lagrange é 110,10 e o valor da estatística do teste de Hausman é 28,23, o que, do mesmo modo que no modelo 1, indica a presença de um modelo de efeito fixo.

5.5 Comentários

O sistema hospitalar universitário federal brasileiro tem o seu nível de eficiência técnica inversamente associado ao prazo médio de internação dos pacientes nas clínicas médica e cirúrgica, conforme os modelos executados no presente estudo. Antes que sejam feitas ilações a respeito da capacidade resolutiva do sistema diante de tal fenômeno, é importante ressaltar que no cálculo da eficiência técnica já foram consideradas as taxas de mortalidade nos hospitais. Deve-se também assinalar que as reinternações não foram consideradas, em virtude

da inexistência de dados desse tipo. De qualquer modo, pode-se, por exemplo, argumentar sobre as possibilidades de ganhos de eficiência por meio de melhor administração, de parcimônia na adoção de tecnologias caras ou duplicadas, ou na eliminação de concorrências inadequadas entre os hospitais (esse último argumento foi estudado e refutado em Marinho e Façanha, 2000). Mas tais argumentos estão além do escopo desta pesquisa, muito embora, sob certos aspectos, eles já estejam representados nas variáveis utilizadas no cálculo da eficiência técnica dos hospitais, com o uso da DEA. **Além da variação possível de eficiência resultante da variação dos prazos de internação, existe, em cada hospital, um valor de eficiência que é constante e, portanto, independente dos prazos de permanência. A redução dos prazos médios de internação não responderia, isoladamente, pela expansão dos níveis de eficiência do sistema formado pelos HUs. Existem efeitos fixos inerentes a cada um deles.**

6 Considerações finais

Como também se viu, existem discrepâncias consideráveis de desempenho operacional entre os HUs. Essas discrepâncias, que se refletem nos níveis de eficiência técnica e na utilização dos mesmos, perpassam, principalmente, o nível regional. Poucas variações importantes puderam ser observadas ao longo do período estudado (1º semestre de 1998 até o 1º semestre de 2000).

O desempenho dos hospitais é pouco afetado pelo porte dos mesmos, tanto no que se refere aos níveis de eficiência técnica quanto no que diz respeito aos indicadores de utilização. Vale assinalar que apenas nove hospitais têm mais de 200 leitos, e que o tamanho médio geral é de 144 leitos, não se configurando frequência muito grande de hospitais de porte muito elevado no sistema. Os hospitais com número médio de leitos maior do que 250 estão todos localizados nas regiões Sul e Sudeste.

A principal diferença entre os indicadores no nível regional ocorre nas taxas de rotatividade, que são bem menores nas regiões Nordeste e Sudeste do que nas demais regiões do País. A região Sudeste, usualmente citada como paradigmática em termos de medicina no Brasil, abriga HUs que operam com baixos níveis de eficiência, baixas taxas de ocupação, altos prazos médios de internação e baixas taxas de rotatividade. Deve-se fazer a ressalva de que o Sudeste possui, em geral, estatísticas de saúde de melhor qualidade que as demais regiões do País (com exceção da região Sul). Também é usual a argumentação de que o Sudeste “importa” problemas graves de saúde das regiões menos favorecidas do País. Conforme já assinalado, não estão disponíveis, na base de dados referentes aos HUs, informações que permitam testar tais hipóteses.

Embora o presente estudo, por questões de limitação dos dados, analise apenas as clínicas médica e cirúrgica, pode-se observar, de modo geral, no banco de dados relativos aos HUs, que os hospitais universitários federais operam com maiores taxas de ocupação, menores taxas de rotatividade e, principalmente, maiores prazos médios de permanência que os demais hospitais do SUS. Ainda que esse não seja um aspecto tratado neste trabalho, sabe-se que o fenômeno pode ser explicado, em princípio, pela maior severidade dos casos atendidos pelos HUs. A clínica médica tem maiores taxas de ocupação, menor taxa de rotatividade e maior prazo médio de internação do que a clínica cirúrgica em todas as regiões do País. Algumas razões podem ser arroladas na explicação desse fenômeno. Ao lado de questões de ordem sanitária, incluindo-se os maiores riscos de infecção hospitalar nas cirurgias, o que recomenda menores taxas de ocupação e maior brevidade nas internações, existem as razões puramente médicas, relacionadas com o fato de que morbididades crônicas demandam, com maior probabilidade, tratamento clínico do que cirúrgico. Uma outra razão, de natureza sociológica, reside na presença mais intensa de motivações assistencialistas na clínica médica, onde os argumentos para acolhimento de pessoas com carências de todos os tipos podem ser melhor justificadas do que na clínica cirúrgica.

A eficiência técnica dos HUs varia de modo inverso ao prazo médio de internação: cada um deles mantém certo nível fixo de eficiência que independe dos prazos de internação nos mesmos. Os possíveis ganhos de eficiência oriundos da administração desses prazos seriam, portanto, limitados.

Um desenvolvimento desejável do presente trabalho seria o esclarecimento do perfil geral de financiamento dos HUs. Os resultados até então obtidos indicam possibilidades não-desprezíveis de conexões relevantes entre os modelos de financiamento dos HUs e os níveis de eficiência dos mesmos, com desdobramentos importantes sobre a atenção dispensada aos pacientes internados nesses hospitais.

Um outro exercício e resultado fornecido pela DEA é o que indica, para as DMUs não-eficientes, quais ajustes deveriam ser administrados em cada um dos *inputs* e em cada um dos *outputs* considerados, a partir da identificação e comparação de valores observados e efetivos com os valores eficientes, denominados *targets*, entendendo-se por valores eficientes os valores que permitiriam às DMUs virem a se situar na fronteira de eficiência. Calculou-se a relação entre os valores ótimos e os valores observados em cada variável nos HUs nos dois modelos ao longo dos anos (ver a Tabela A.1, no Apêndice). As únicas variáveis cujas relações estão bem ajustadas são o número de salas ativadas de ambulatório, emergência e cirurgias (*SALAS*) e o número total de leitos hospitalares ativos e de leitos de UTI adultos ativos (*LEITOS*), o que indica uma capacidade física operacional bem dimensionada. Deve-se

observar, entretanto, que a área construída total (ACONSTOT) está superdimensionada em aproximadamente 31%.

Apêndice

Tabela A.1

Valores Observados (Nome de Variável_A), Valores Ótimos (Nome de Variável_T) e Razão Valores Observados/Valores Ótimos (Nome de Variável)

Variáveis	ACONSTOT_A	ACONSTOT_T	ACONSTOT	SALAS_A	SALAS_T	SALAS
Total	5.658.745,80	4.318.080,10	1,31	21.942	21.845	1,00
Variáveis	LEITOS_A	LEITOS_T	LEITOS	TOTMEDIC_A	TOTMEDIC_T	TOTMEDIC
Total	52.439	50.582	1,04	25.829	20.877	1,24
Variáveis	TOTENFER_A	TOTENFER_T	TOTENFER	TOTDOCEN_A	TOTDOCEN_T	TOTDOCEN
Total	13.602	10.724	1,27	19.980	17.729	1,13
Variáveis	TOTSUSRE_A	TOTSUSRE_T	TOTSUSRE	INVINFHO_A	INVINFHO_T	INVINFHO
Total	1.217.539.234,50	1.079.657.892,20	1,13	241,7	872,9	0,28
Variáveis	TOTEXAME_A	TOTEXAME_T	TOTEXAME	TOTGECIR_A	TOTGECIR_T	TOTGECIR
Total	7 444.552	9.025.279	0,82	1.245.488	1.894.431	0,66
Variáveis	TOTCONSU_A	TOTCONSU_T	TOTCONSU	TOTINTER_A	TOTINTER_T	TOTINTER
Total	27.424.928,00	34.014.485,00	0,81	958.118	1.164.566	0,82
Variáveis	TOTGEALT_A	TOTGEALT_T	TOTGEALT	INVTGOBI_A	INVTGOBI_T	INVTGOBI
Total	883.936	1.107.818	0,80	11	54,8	0,20
Variáveis	RESIDENT_A	RESIDENT_T	RESIDENT			
Total	17.654	21.259	0,83			

Tabela A.2
Sigla, Região, Unidade da Federação, Nome e Instituição
de Ensino Superior de Origem dos HUs

Sigla	UF	Hospitais	Instituição Federal de Ensino Superior
Norte			
HGVAM	AM	HU Getúlio Vargas	Universidade do Amazonas
HBFP	PA	HU Betina Ferro de Souza	Universidade Federal do Pará
HJBPA	PA	HU João de Barros Barreto	Universidade Federal do Pará
Nordeste			
HUAL	AL	Hospital Universitário	Universidade Federal de Alagoas
HESBA	BA	HU Prof. Edgard Santos	Universidade Federal da Bahia
CPHBA	BA	Centro Pediátrico Hosannah de Oliveira	Universidade Federal da Bahia
MCOBA	BA	Maternidade Clímério de Oliveira	Universidade Federal da Bahia
HWCCE	CE	HU Walter Cantídio	Universidade Federal do Ceará
MACCE	CE	Maternidade Escola Assis Chateaubriand	Universidade Federal do Ceará
HUMA	MA	Hospital Universitário	Universidade Federal do Maranhão
HLWPB	PB	HU Lauro Wanderley	Universidade Federal da Paraíba
HACPB	PB	HU Alcides Carneiro	Universidade Federal da Paraíba
HCPE	PE	Hospital das Clínicas	Universidade Federal de Pernambuco
HABRN	RN	HU Ana Bezerra	Universidade Federal do Rio Grande do Norte
MJCRN	RN	Maternidade Escola Januário Cicco	Universidade Federal do Rio Grande do Norte
HOLRN	RN	HU Onofre Lopes	Universidade Federal do Rio Grande do Norte
HPRN	RN	Hospital de Pediatria	Universidade Federal do Rio Grande do Norte
MHFSE	SE	Maternidade Hildete Falcão	Universidade Federal de Sergipe
HUSE	SE	Hospital Universitário	Universidade Federal de Sergipe
Sudeste			
HAMES	ES	HU Antonio de Moraes	Universidade Federal do Espírito Santo
HEMG	MG	Hospital Escola	Faculdade de Medicina do Triângulo Mineiro
HCUMG	MG	Hospital de Clínicas	Universidade Federal de Uberlândia
HCMG	MG	Hospital de Clínicas	Universidade Federal de Minas Gerais
HUMG	MG	Hospital Universitário	Universidade Federal de Juiz de Fora
HAPRJ	RJ	HU Antonio Pedro	Universidade Federal Fluminense
IMGRJ	RJ	Instituto de Puer. Ped. Martagão Gesteira	Universidade Federal do Rio de Janeiro
HFARJ	RJ	Hospital Escola São Francisco de Assis	Universidade Federal do Rio de Janeiro
CFFRJ	RJ	Clementino Fraga Filho	Universidade Federal do Rio de Janeiro
IGRJ	RJ	Instituto de Ginecologia	Universidade Federal do Rio de Janeiro
MERJ	RJ	Maternidade Escola	Universidade Federal do Rio de Janeiro
IDCRJ	RJ	Instituto de Neurologia Deolindo Couto	Universidade Federal do Rio de Janeiro
IDTRJ	RJ	Instituto de Doenças do Tórax	Universidade Federal do Rio de Janeiro
Sudeste			
IPRJ	RJ	Instituto de Psiquiatria	Universidade Federal do Rio de Janeiro
GGRJ	RJ	Gaffrée e Guinle	Universidade do Rio de Janeiro
HSP	SP	Hospital São Paulo	Universidade Federal de São Paulo
Sul			
HCPR	PR	Hospital de Clínicas	Universidade Federal do Paraná
HCJRS	RS	HU Dr. Miguel Riet Correa Júnior	Universidade do Rio Grande
HPARS	RS	Hospital de Clínicas de Porto Alegre	Universidade do Rio Grande
HEPRS	RS	Hospital Escola	Universidade Federal de Pelotas
HURS	RS	Hospital Universitário	Universidade Federal de Santa Maria
HUSC	SC	Hospital Universitário	Universidade Federal de Santa Catarina
Centro-Oeste			
HU DF	DF	Hospital Universitário	Universidade de Brasília
HCGO	GO	Hospital das Clínicas	Universidade Federal de Goiás
HAPMS	MS	HU Maria Aparecida Pedrossian	Universidade Federal de Mato Grosso Sul
HJMMT	MT	HU Júlio Müller	Universidade Federal de Mato Grosso

Bibliografia

- Arnould, R., Bertrand, M., Hallock, K. Does managed care change the mission of nonprofit hospitals? Evidence from the managerial labor market. *National Bureau of Economic Research (NBER)*. Sep. 2000 (Working Paper Series, 7.924).
- Charnes, A., Cooper, W. W. Programming with linear fractional functionals. *Naval Research Logistic Quarterly*, v. 9, n. 3,4, p. 181-185, 1962.
- Charnes, A., Cooper, W. W.; Rhodes, E. Measuring efficiency of the decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- Chilingerian, J. A. Exploring why some physicians' hospital practices are more efficient: taking DEA inside the hospital. In: Charnes, A., Cooper, W. W., Lewin, A. Y., Seiford, L. M. (eds.), *Data envelopment analysis*. London: Kluwer Academic Publishers, 1994.
- Dranove, D.; Ludwick, R. Competition and pricing by non-profit hospitals: a reassessment of link's analysis. *Journal of Health Economics*, v. 18, p. 87-98, 1999.
- Dugan, M. Hospital market structure and the behavior of not-for-profit hospitals: evidence from responses to California's disproportionate share program. *National Bureau of Economic Research (NBER)*, Oct. 2000 (Working Paper Series, 7.966).
- Eldenburg, L.; Hermalin, B. E., Weisbach, M. S., Wosisnska, M. Hospital governance, performance objectives, and organizational form. *National Bureau of Economic Research (NBER)*, Apr. 2001 (Working Paper Series, 8.201).
- Façanha, L. O., Marinho, A. Instituições federais de ensino superior: modelos de financiamento e o incentivo à eficiência. *Revista Brasileira de Economia (RBE)*, v. 53, n. 3, p. 357-386, Jul./Set. 1999.
- Fare, R., Grosskopf, S.; Valdmanis, V. Capacity, competition and efficiency in hospitals: a nonparametric approach. *The Journal of Productivity Analysis*, v. 1, p. 123-138, 1989
- Ferrier, G. D.; Valdmanis, V. Rural hospital performance and its correlates. *The Journal of Productivity Analysis*, v. 7, p. 63-80, 1996.
- Fisher, E. S. What is a hospital ? *Effective Clinical Practice*, Editorial, May/June 1999.
- Ford, J. M., Kaserman, D. L. Ownership structure and the quality of medical care: evidence from the dialysis industry. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 43, n. 3, p. 279-293, Nov. 2000.

- Greene, W. H. *Econometric analysis*. 3rd ed. London: Prentice-Hall International, 1997.
- Hillier, F. S., Lieberman, G. J. *Introduction to operations research*. 6th ed. International Editions, London: McGraw-Hill, Inc. 1995.
- Keeler, E. B., Melnick, G.; Zwanziger, J. The changing effects of competition on non-profit hospital pricing behavior. *Journal of Health Economics*, v. 18, p. 69-96, 1999
- Marinho, A. *Avaliação organizacional de uma universidade pública: uma abordagem não-paramétrica da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)* 1996. Dissertação (Doutorado). Rio de Janeiro: EPGE/FGV.
- . Estudo de eficiência em hospitais públicos e privados com a elaboração de *rankings*. *Revista de Administração Pública (RAP)*, v. 32, n. 6, p. 145-158, Nov./Dez. 1998.
- Marinho, A., Façanha, L. O. Hospitais universitários: mecanismos de coordenação e avaliação comparativa de eficiência técnica. *Ensaio*, v. 6, n. 19, p. 201-235, Abr./Jun. 1998.
- . Hospitais universitários: avaliação comparativa de eficiência técnica. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 2, p. 315-349, Abr./Jun. 2000.
- Marinho, A.; Moreno, A. B.; Cavalini, L. T. Avaliação descritiva da rede hospitalar do Sistema Único de Saúde (SUS). *Texto para Discussão n. 848*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Dez. 2001.
- Marinho, A., Resende, M., Façanha, L. O. Brazilian federal universities: relative efficiency evaluation and data envelopment analysis, *Revista Brasileira de Economia (RBE)*, v. 51, p. 489-508, Nov./Dez. 1997
- McClellan, M. Hospital reimbursement incentives: an empirical analysis. *Journal of Economics & Management Strategy*, v. 6, n. 1, p. 91-128, Spring 1997.
- Shleifer, A. A theory of yardstick competition. *Rand Journal of Economics*, v. 16, n. 3, Autumn 1985.
- Sloan, F.; Picone, G. A., Taylor Jr., D. H.; Chou, S. Hospital ownership and cost and quality of care: is there a dime's worth of difference? *National Bureau of Economic Research (NBER)*, Aug. 1998 (Working Paper Series, 6.706).
- Thanassoulis, E. A comparison of regression analysis and data envelopment analysis as alternative methods for performance assessments. *Journal of Operational Research Society*, v. 44, n. 11, p. 1.128-1.144, 1993.

A indústria brasileira pós-abertura - uma especialização regressiva?*

Paulo Gonzaga M. de Carvalho[§]

RESUMO

Este texto discute as mudanças na estrutura industrial nos anos noventa, após a liberalização comercial, em especial se houve uma especialização regressiva, entendida como sendo o ganho de importância dos setores de menor conteúdo tecnológico como os de bens tradicionais e commodities. A conclusão a que se chega é de que os dados aqui apresentados não corroboram a tese de uma especialização regressiva. São utilizadas nesta análise estatísticas da nova série da Pesquisa Industrial Anual (PIA) e uma tabulação especial da Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF), ambas do IBGE.

Palavras-chave: indústria, abertura comercial, desenvolvimento econômico.

ABSTRACT

This paper discusses the changes in industrial structure in the nineties, after the trade liberalization, specially the thesis of regressive specialization – which can be understood as the gain of importance in lower technology intensity, like traditional and commodities sectors. The conclusion is that data does not confirm the regressive specialization thesis. What is used here are statistics from the new series of the annual industrial survey and a special tabulation of the monthly industrial survey of physical production from IBGE.

Key words: industry, trade liberalization, economic development.

JEL classification: O11, O14, F43.

* Agradeço a David Kupfer e Lia Haguenaer pelo trabalho de compatibilização da relação de produtos da PIM-PF com a tipologia *Made in Brazil*, sem o qual este artigo não seria possível. Agradeço as críticas e sugestões de Sílvio Sales, Antonio Barros de Castro, Carmem Aparecida Feijó, Eloisa Silva e dos integrantes do grupo de conjuntura do IE/UFRJ. Agradeço também a Rosane Rainho pelo trabalho de programação. As opiniões expressas neste artigo, no entanto, são de minha inteira responsabilidade.

§ Economista do IBGE e professor da ENCE.

Introdução

Os anos noventa foram repletos de dificuldades/desafios para o setor industrial: duas recessões (1990-92 e 1998-99), alta inflação (1990-94), taxas de juros elevadas e abertura comercial. Talvez a mudança mais temida tenha sido a abertura comercial, pois recessão, juros elevados e inflação não eram novidades na década anterior e, de alguma forma, a indústria aprendeu a conviver com estes problemas.¹ O grande receio no início da década era o de que a indústria não resistisse à abertura. Isso levaria a uma desindustrialização, entendida como sucateamento do parque industrial, ou a uma regressão produtiva, com o aumento do peso de setores “atrasados”, produtores de bens tradicionais e *commodities*, em detrimento de segmentos “modernos”, bens de consumo duráveis e bens de capital.

Em que medida estes temores se concretizaram? Claramente não houve sucateamento de todo ou de boa parte do parque industrial, caso contrário a indústria não teria crescido no período (21,0% em 2000/1990, segundo a Pesquisa Industrial Mensal de produção física - PIM-PF do IBGE). Mas houve regressão produtiva? A resposta a esta pergunta divide os analistas. Para Moreira, teria ocorrido uma “*especialização do parque produtivo, em linha com a disponibilidade de recursos do país*” (Moreira, 1999, p. 327), portanto, este movimento não teria uma conotação negativa. Já para Coutinho (1997) houve uma regressão produtiva. Com esta avaliação não concordam Kupfer (1998), Castro (1998) e Barros e Goldenstein (1997), pois para estes autores a desindustrialização estaria restrita a alguns setores (Kupfer) ou inteiramente descartada (Castro) devido principalmente à modernização da indústria brasileira. Para Barros e Goldenstein (1997), a abertura teria sido positiva, pois estaria havendo, na maioria dos setores, uma reintegração produtiva e não uma desarticulação das cadeias.²

Nosso objetivo é retomar esta discussão a partir de novas evidências estatísticas com base em levantamentos do IBGE - a nova série da Pesquisa Industrial Anual (PIA) e um novo tipo de agregação dos dados da PIM-PF, seguindo a classificação adotada no livro *Made in Brazil*. Vamos nos centrar, neste texto, na tese de Coutinho que, com sinal trocado, é idêntica à de Moreira.³ Este curto artigo pretende ser somente uma contribuição a um complexo debate que está apenas começando.⁴

1 Sobre este assunto vide Ferraz *et al.* (1999).

2 Para uma discussão deste ponto vide também Castro (1997), Carvalho e Feijó (2000), Carvalho (2000) e Erber (2001).

3 O mesmo fenômeno tem uma conotação negativa para Coutinho (regressão) e positiva para Moreira (especialização).

4 Estamos deixando de lado, por fugirem do foco desta comunicação, aspectos relevantes para a discussão do tema, tais como as tendências de longo prazo da estrutura industrial brasileira e a análise da estrutura industrial a preços constantes. Vide a respeito a interessante tese de mestrado de Carmem Garcia - “Uma Análise da Estrutura Industrial Brasileira no anos 90” COPPE/UFRJ em 2001 que, por sinal, se alinha com as posições de Coutinho.

A nova série da PIA

O IBGE inicia, em 1996, uma nova série da PIA, com alterações substanciais com relação à anterior quanto ao âmbito, unidade de investigação e classificação.⁵ Não cabe aqui detalhar estas mudanças, mas salientar que foram significativas a ponto do IBGE, para fins de crítica de consistência e análise dos resultados, ter optado por comparar a nova PIA apenas com o Censo Industrial de 1985, que foi reformatado para tal, e não com a “velha” série da PIA. Como estas estatísticas só ficaram disponíveis a partir de 1999 não foram muito utilizados até agora no debate.⁶

A estrutura industrial segundo a Pesquisa Industrial Anual⁷

Segundo Coutinho, estaria havendo desindustrialização nos setores mais atingidos pela penetração de importações, que seriam principalmente: bens de capital, bens eletrônicos, matérias-primas químicas, fertilizantes, resinas, autopeças, têxteis naturais e borracha. A tendência à desindustrialização e à redução de valor agregado das atividades manufatureiras só não teria atingido “os setores competitivos de grande escala de produção - cerca de $\frac{1}{4}$ da indústria - baseados em recursos naturais e energia abundante (e.g. papel e celulose, *agribusiness*, siderurgia, processamento mineral, alumínio).” (Coutinho, 1997, p. 95)

Os segmentos citados por Coutinho como poupados são bens intermediários/*commodities*. No entanto, foram exatamente os bens intermediários os setores que mais perderam peso na estrutura industrial, passando de 59,9% em 1985 para 46,5% em 1997, segundo

5 Sucintamente, fazem parte agora do âmbito da PIA todas as empresas com 5 ou mais pessoas ocupadas, a unidade de investigação é apenas empresas e unidades locais e a classificação adotada é a CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas). Anteriormente, o âmbito era definido por um corte de receita bruta, trabalhava-se também com estabelecimentos/unidades locais e a classificação adotada era a CAI (Classificação de Atividades Industriais). Vide a respeito IBGE (1997 e 2000).

6 Só agora a PIA será incorporada no cálculo das Contas Nacionais, devido à mudança do ano base das Contas para 1998.

7 Neste item a evolução da indústria será vista comparando-se a composição da estrutura industrial segundo o valor da transformação industrial (VTI) a preços correntes.

8 Deve-se assinalar, no entanto, que dentro de bens intermediários o segmento que mais perde importância relativa é o de combustíveis, que não está, entre os citados por Coutinho, dentre os “ganhadores”. O resultado de combustíveis é influenciado pelo preço do petróleo, que em 1985 era superior ao vigente em 1997. Note-se que o produto combustíveis está presente tanto em bens intermediários (ex: óleo combustível) como em bens não duráveis (ex: gasolina).

dados do valor da transformação industrial (PIA) do IBGE (Tabela 1).⁸ As demais categorias aumentaram sua participação: bens de consumo duráveis passaram de 5,4% para 9,3% e bens de consumo não duráveis de 22,2% para 33,0%. Portanto, considerados em conjunto, bens de capital e duráveis ganharam peso, e estes são os setores tecnologicamente mais avançados.

É a seguinte a evolução dos segmentos citados como os mais atingidos pela especialização regressiva: Bens de capital perdem peso, mas pouco, passando de 12,5% em 1985 para 11,3% em 1997, o que pode ser considerado um bom resultado, dado a enorme penetração de importação (importação/consumo aparente) no setor, que atingiu mais de 57,0% em 1997 (estimativa de Moreira, 1999). Matérias-primas químicas perderam espaço, passando de 8,4% para 6,9%, o que sem dúvida foi influenciado pela queda do preço do petróleo no período. Insumos de borracha e plástico ganharam peso, passando de 3,8% para 4,2% (PIA 1997).⁹ A fabricação de material eletrônico e de comunicação aumentou sua participação na estrutura da indústria, passando de 2,5% em 1985 para 3,5% em 1996, apesar da queda de preços no setor. Para fertilizantes, têxteis naturais e autopeças não existem dados publicados na PIA comparáveis aos do Censo 1985. Portanto, as evidências estatísticas mais recentes não dão sustentação sólida às afirmações de Coutinho.

Made in Brazil

Um outro caminho para se abordar a questão das evidências acerca de uma especialização regressiva é por meio dos setores do *Made in Brazil*. O livro *Made in Brazil*, de Ferraz, Kupfer e Haguenaer,¹⁰ foi, sem dúvida, uma das contribuições mais originais ao estudo da economia brasileira surgidas nos anos 90. Este estudo utilizou uma tipologia nova em termos da análise da economia brasileira, a qual daremos o nome de *Made in Brazil*, que divide a indústria brasileira, em função dos diferentes padrões de concorrência, em quatro setores (*commodities*, duráveis, tradicionais e difusores de progresso técnico), que foram assim definidos:

“O grupo de commodities reúne as indústrias de processo contínuo que elaboram produtos homogêneos... correspondem, em geral, a bens

9 As comparações feitas até aqui referem-se ao confronto 1985-1997 por categoria e subcategoria de uso, constante da análise de resultados da PIA 1997. Esta comparação difere da 1985-1996, que será vista a seguir, que se refere à divisão (2 dígitos) da CNAE e que constam da PIA 1996.

10 Ferraz *et al.* (1996). Este livro foi escrito a partir da experiência dos autores no Estudo da Competitividade da Indústria Brasileira (ECIB), pesquisa de vulto que envolveu especialistas de várias instituições, em especial UFRJ e UNICAMP, no início dos anos 90.

intermediários... dos quais insumos metálicos, química básica, celulose e papel são os principais exemplos.

O grupo de duráveis inclui indústrias de montagem em larga escala. É formada pelos produtores de bens de consumo duráveis, como automóveis e eletrônicos de consumo, e caracterizam-se por incorporarem grande densidade tecnológica.

O grupo de tradicionais congrega as indústrias que... têm como identidade a elaboração de produtos manufaturados de menor conteúdo tecnológico, destinados ao consumo final (bens salário)... como os produtores de alimentos, têxteis e vestuário.

O grupo de difusores de progresso técnico reúne os setores que constituem a base do novo paradigma técnico-industrial, sendo a principal fonte de progresso industrial para o restante da indústria... Este grupo é formado pelos produtores de bens de capital eletro-mecânicos e microeletrônicos... e também pelos setores baseados em ciência, que fazem parte principalmente dos complexos eletrônico e químico.”
(Ferraz et al., 1996, p. 34)

Kupfer e Haguenuer tomaram a iniciativa de fazer uma pequena revisão desta tipologia para fins do presente trabalho, que consistiu principalmente em subdividir os setores de *commodities*, e tradicionais, em alimentares - associados à agricultura e ao setor primário em geral - e não alimentares - ligados à indústria. Por exemplo, o setor calçados faz parte dos tradicionais industriais e carnes dos tradicionais agrícolas; açúcar está em *commodities* agrícolas e aço em *commodities* industriais.¹¹ O setor farmacêutico, nesta nova versão, foi deslocado de difusores para o grupo de tradicionais.

Foi feita uma compatibilização desta tipologia com a relação de produtos que fazem parte da Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF) do IBGE, e a partir daí foram gerados índices de produção industrial. Esta pesquisa abrange cerca de 6200 empresas e a série atual se inicia em 1991.¹²

11 A relação completa dos produtos que fazem parte de cada grupo pode ser obtida com o autor.

12 Para mais informações sobre a PIM-PF vide IBGE (1996).

Os índices de produção obtidos a partir desta tipologia são muito úteis porque com estes pode-se analisar, ano a ano, como se moveu a estrutura industrial brasileira em termos das categorias relevantes para a discussão da regressão/especialização do parque industrial. Esta evolução, por exemplo, não poderia ser vista com os dados da PIA, devido à descontinuidade da série.¹³

O desempenho da indústria a partir do *Made in Brazil*¹⁴

Os melhores desempenhos acumulados na década foram os dos grupos de duráveis (48,6%), *commodities* industriais (38,2%) e tradicionais alimentares (30,5%), todos com crescimento acima da indústria no período 1992-2000 (24,2%). Difusores (8,2%) e tradicionais industriais (4,3%) tiveram uma baixa performance, enquanto *commodities* agrícolas foi o único que registrou queda (-1,1%).

Estes resultados, no mínimo, não caracterizam uma regressão industrial. **Difusores**, o segmento mais intensivo em tecnologia e também o mais atingido pela abertura comercial, cresceu, mesmo que abaixo da média. O pior desempenho foi do setor de *commodities* agrícolas que seria, mais do que as *commodities* industriais, o privilegiado no caso de uma regressão da estrutura industrial, pois é menos intensivo em capital. Os **duráveis**, que ficam em segundo lugar em intensidade tecnológica, foram o setor que mais cresceu. Quanto aos **tradicionais**, apenas os alimentares tiveram uma boa performance.

Duráveis apresentaram incremento de produção de 1993 a 1997 (84,7%) e em 2000 (20,7%). O setor foi favorecido pela queda nos preços dos carros populares na primeira metade da década, fruto dos acordos das câmaras setoriais, atendendo, assim, uma enorme demanda reprimida,¹⁵ e pela diminuição das taxas de juros a partir de 1999. Este foi o

13 As Contas Nacionais poderiam ser utilizadas para este fim, mas têm a limitação de ainda não incorporarem a PIA e trabalharem com um nível de agregação (nível 80) bem maior do que a PIM-PF. No entanto, a PIM-PF também apresenta limitações, como a não incorporação da variação dos preços relativos. Sobre os prós e contra das diferentes fontes estatísticas vide Carvalho (2000).

14 Neste item a evolução da indústria será vista comparado-se índices de produção física de diferentes setores. Portanto, a análise será a preços constantes. A ponderação da PIM-PF (valor agregado do Censo Industrial de 1985) é, todo mês, parcialmente atualizada pelo desempenho relativo dos setores, segundo a fórmula de Laspeyres em cadeia.

15 As condições também eram favoráveis e só se deterioraram com a sucessão de crises externas (México, Tigres, Rússia).

segmento mais fortemente pró-cíclico, crescendo muito quando a indústria aumenta sua produção e caindo muito quando o inverso acontece (-25,8% em 1998-99).

O setor de *commodities industriais* praticamente só registrou acréscimos ao longo de toda a década, dado que sua única contração, em 1992, foi inexpressiva (-0,3%). Seu desempenho, portanto, não foi afetado pelo ciclo econômico. Este segmento, por ser de insumos,¹⁶ depende da demanda do resto da indústria, em especial do segmento de duráveis, e é voltado tanto para o mercado interno quanto externo. Esta flexibilidade e a ligação com duráveis certamente pesaram para a obtenção deste desempenho favorável. Este foi, sem dúvida, o segmento com crescimento mais consistente e, neste sentido, mais sustentável.

Os **tradicionais alimentares** também primaram pela regularidade e baixa oscilação pois cresceram em todos os anos da década, com exceção de 1992 (-4,3%). Isso se deve, em boa medida, ao fato de produzirem bens de baixa elasticidade-renda, o que “protege” o setor das oscilações cíclicas. Suas melhores taxas foram obtidas no auge do Real (1994 (8,4%) e 1995 (13,4%)), quando foi maior o aumento do poder aquisitivo da população, o que é fundamental para um setor de bens de salário. Cabe assinalar que depois de 1996 o setor perde dinamismo, passando a crescer muito pouco, o que possivelmente está associado à relativa estabilidade da massa de rendimento da população após os ganhos propiciados pelo Real.

Difusores enfrentou uma década especialmente adversa, registrando quedas de produção em cinco dos nove anos analisados, devido ao baixo investimento e à elevada penetração de importações no segmento de bens de capital. Neste contexto, um aumento de 8,2% no acumulado do período não chega a ser um mau resultado. Note-se que até 1994 seu desempenho foi muito próximo ou superior ao da média da indústria. Suas taxas positivas foram obtidas em 1994 (20,8%), 2000 (10,1%), 1993 (7,7%) e 1998 (0,4%). Depois de duráveis, difusores é o segmento mais pró-cíclico.

Já os **tradicionais industriais** têm um comportamento diferente e acompanham nitidamente o ciclo, mas de forma menos intensa que duráveis e difusores. Seu melhor

16 Neste segmento estão o petróleo e seus derivados, que tiveram grande aumento de produção na década (ex: 96% para extração de petróleo e 48% para petroquímica no acumulado 1992-2000).

17 Para o mesmo período esta relação em máquinas e equipamentos, que integra o grupo de difusores, passaram de 25,5% para 56,9%. (Moreira, 1999)

desempenho foi um incremento de 11,5% em 1993-97, que, mesmo assim, ficou bem abaixo da média da indústria (24,5%). Sua pior marca foi em 1992 (-6,6%), quando ficou não muito distante da média (-3,7%). Neste setor cresceu muito a penetração das importações, embora sem atingir níveis tão elevados quanto os de difusores. Em calçados, por exemplo, a relação importação/consumo aparente passaram de 0,7% em 1992 para 9,6% em 1998. (Moreira, 1999)¹⁷

Commodities agrícolas registraram decréscimos em quatro dos nove anos analisados, acumulando de 1992 a 2000 uma queda de 1,1%. Em nenhum ano alcançou um incremento expressivo. Sua melhor marca foi 4,2% em 1999. Sem dúvida, um desempenho medíocre.

Observações finais

Os dados aqui apresentados, tanto os da PIA como os da PIM-PF, não confirmam a hipótese de uma especialização regressiva,¹⁸ e se coadunam com as posições de Kupfer e Ferraz *et al.*, que enfatizam a importância do movimento de modernização da indústria.¹⁹ No entanto, também não se pode afirmar que o inverso (“especialização progressiva”) tenha acontecido. Entre os segmentos tecnologicamente mais avançados, difusores cresceram pouco e não desapareceram como muitos temiam. Duráveis, o segundo em peso tecnológico, foram o que mais aumentaram sua produção e ganharam peso na estrutura industrial, segundo a PIA. Os setores tradicionais e de *commodities* dividiram-se ao meio, com uma parte tendo um desempenho acima da média global da indústria e a outra abaixo. O fato de ser ou não agrícola/alimentar parece, em si, não ter tido muita influência. Vale salientar que as *commodities* industriais, que ficam em terceiro lugar em intensidade de capital e tecnologia, tiveram crescimento praticamente ininterrupto durante a década, acumulando um acréscimo de 38,2%, a segunda melhor marca dentre as categorias do *Made in Brazil*.

18 Embora a análise da evolução das exportações fuja aos objetivos deste artigo, cabe mencionar que há evidências de que também não se verificou uma especialização regressiva nas vendas externas. Estudo recente da Funcex (*Valor Econômico*, 16/5/01 e 23/5/01) mostra que de 1990 a 2000 caiu a participação dos produtos primários (de 21,1% para 17,9%) em nossa pauta e aumentou o peso dos manufaturados (de 45,4% para 51,4%), dentre estes últimos destacando-se as indústrias intensivas em tecnologia (de 5,6% para 13,1%).

19 Coutinho, no artigo citado (Coutinho, 1997), não menciona, por exemplo, o aumento da produtividade industrial no período. Esta omissão sugere que o autor não dá muita importância a este fenômeno, que claramente reflete a modernização da indústria. Sobre este tema vide Carvalho (2000).

20 A dificuldade de se isolar o impacto da abertura é um dos motivos que tornam inconcluso o debate sobre vantagens da liberalização comercial. Vide a respeito os trabalhos de Rodrik, como Rodriguez e Rodrik (1999).

Há-movimentos nas duas direções - ex: difusores crescem pouco e duráveis muito -, o que torna o quadro ainda indefinido, e para o qual contribui o movimento do ciclo econômico. Se a década de noventa tivesse sido “bem comportada”, com crescimento constante e sem fortes oscilações, possivelmente a discussão de se a indústria teria regredido ou não estaria superada. Como duráveis e difusores são fortemente pró-cíclicos, teriam crescido bastante e ganhado peso, enquanto os segmentos de *commodities* e tradicionais provavelmente não teriam avançado tanto. A questão é que é difícil, talvez impossível, isolar o efeito da abertura comercial sobre a estrutura industrial.²⁰ Além do ciclo, a política cambial e monetária, só para citar dois fatores, também tiveram forte impacto sobre o desempenho da indústria na década.

Por fim, cabe ainda mencionar que tanto duráveis como difusores, os setores mais “modernos”, lideraram a expansão industrial em 2000 (10,1% e 20,7% de crescimento, respectivamente, contra 6,5% do conjunto da indústria), o que é uma boa notícia para um ciclo de crescimento que, se não fosse a crise energética em 2001, poderia estar apenas começando.

Bibliografia

Barros, J., Goldenstein, L. Avaliação do processo de reestruturação industrial brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 17, n. 2, abr./jun. 1997

Carvalho, P. *As causas do aumento da produtividade da indústria brasileira nos anos 90*. 2000. Tese (Doutorado), Instituto de Economia da UFRJ. Rio de Janeiro.

Carvalho, P.; Feijó, C. Produtividade industrial no Brasil: o debate recente. Fundação de Economia e Estatística, *Indicadores Econômicos FEE*, v. 28, n. 3, 2000.

Castro, A. O Plano Real e o reposicionamento das empresas. In: Velloso, R. (org.), *Brasil: desafios de um país em transformação*. Fórum Nacional José Olympio Editora, 1997

_____. Crescimento reprimido versus balança de comércio como variável de ajuste. In: Velloso, R. (org.), *O Brasil e o mundo no limiar do novo século*. V. 2. Fórum Nacional José Olympio Editora, 1998.

Coutinho, L. A especialização regressiva: um balanço do desempenho industrial pós-estabilização. In: Velloso, R. (org.), *Brasil: desafios de um país em transformação*. Fórum Nacional José Olympio Editora, 1997

- Erber, F. O padrão de desenvolvimento industrial e tecnológico e o futuro da indústria brasileira. IE/UFRJ, *Revista de Economia Contemporânea*, v. 5, Edição especial, 2001.
- Ferraz, J., Kupfer, D.; Haguenaer L. *Made in Brazil*. Editora Campus, 1996.
- Ferraz, J., Kupfer, D., Serrano, F. Macro/micro interactions: economic and institutional uncertainties and structural change in Brazilian industry. Oxford, *Development Studies*, v. 27, n. 3, 1999.
- Garcia, C. *Uma análise das mudanças na estrutura industrial brasileira nos anos 90*. 2001. Dissertação (Mestrado), COPPE/UFRJ. Rio de Janeiro.
- Góes, Francisco. Produção acanhada limita venda externa da indústria, diz Funcex. Reportagem em *Valor Econômico*, de 23/05/01.
- IBGE. *Indicadores conjunturais da indústria produção, emprego e salário*. Série relatórios metodológicos, v. 11, 2ª edição, 1996.
- _____. *Pesquisa industrial anual - pesquisa anual da indústria da construção*. Série relatórios metodológicos, v. 17, 1997.
- _____. *Pesquisa industrial anual 1996 e 1977*. 2000.
- Kupfer, D. *Trajetórias de reestruturação da indústria brasileira após a abertura e estabilização*. 1998. Tese (Doutorado), Instituto de Economia UFRJ, Rio de Janeiro.
- Moreira, M. A indústria brasileira nos anos 90. O que já se pode dizer? In: Giambiagi, F., Moreira, M. (orgs.), *A economia brasileira nos anos 90*. BNDES, 1999.
- Neumann, Denise. Tecnologia lidera aumento das exportações, diz estudo. Reportagem em *Valor Econômico*, de 16/05/01.
- Rodriguez, F., Rodrik, D. Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence. *NBER Working Paper 7081*. Disponível em: www.nber.org/papers/w7081.

Anexo - Tabelas

Tabela 1
Estrutura Industrial por Categoria de Uso
Valor da Transformação Industrial (%)
1985 e 1997

	1985	1997
<i>Bens de Capital</i>	12,5	11,3
Agricultura	1,1	0,7
Elétrico e telecomunicações	2,2	2,5
Indústria	2,6	2,2
Transportes	2,2	1,7
Outros de capital	4,5	4,1
<i>Bens Intermediários</i>	59,9	46,5
Alimentar	4,1	5,3
Combustível	11,4	3,9
Borracha e plástico	3,8	4,2
Químicos	8,4	6,9
Para veículos	3,0	3,6
Extração mineral	2,1	2,4
Siderurgia	5,6	4,2
Outros Intermediários	21,5	16,1
<i>Bens de Consumo não-duráveis</i>	22,2	33,0
Semiduráveis	7,5	5,9
Alimentar e bebidas	7,1	13,0
Combustíveis	2,4	1,9
Medicamentos	1,6	3,5
Outros não-duráveis	3,5	8,7
<i>Bens de Consumo duráveis</i>	5,4	9,3
Veículos	2,0	4,6
Outros duráveis	3,4	4,7
<i>Indústria Geral</i>	100,0	100,0

Fonte: IBGE/DPE/Departamento de Indústria-PIA.

Tabela 2
Distribuição do Valor da Transformação
Industrial (VTI) por Divisões de Atividade
1985-1996

Setores	VTI (%)	
	1985	1996
Extração de carvão mineral	0,2	0,1
Extração de petróleo e serviços correlatos	6,0	1,1
Extração de minerais metálicos	1,5	1,7
Extração de minerais não-metálicos	0,6	0,7
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	11,2	17,6
Fabricação de produtos de fumo	0,3	1,1
Fabricação de produtos têxteis	6,0	3,4
Confecção de artigos de vestuário e acessórios	3,0	2,3
Fabricação de artefatos de couro e calçados	2,2	2,3
Fabricação de produtos de madeira	1,4	1,2
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	3,0	3,9
Edição, impressão e reprodução de gravações	1,9	4,6
Refino de petróleo e produção de álcool	7,7	5,8
Fabricação de produtos químicos	10,8	12,1
Fabricação de artigos de borracha e plástico	3,8	4,0
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	4,5	3,4
Metalurgia básica	8,0	5,5
Fabricação de produtos de metal	3,9	4,0
Fabricação de máquinas e equipamentos	7,4	6,8
Fabricação de máquinas para escritório e informática	0,8	0,6
Fabricação de máquinas e materiais elétricos	3,0	2,7
Fabricação de material eletrônico e de comunicação	2,5	3,5
Fabricação de equipamentos de instrumentação e precisão	0,7	0,9
Fabricação e montagem de veículos automotores	5,2	7,8
Fabricação de outros equipamentos de transporte	1,5	0,8
Fabricação de móveis e indústrias diversas	2,9	2,3
Reciclagem	0,1	0,0
Indústria Geral	100,0	100,0

Fonte: IBGE/DPE/Departamento de Indústria-PIA.

Tabela 3
Desempenho da Indústria - *Made in Brazil* - 1992-2000
Índice Acumulado em Períodos Seleccionados

Índice acumulado em períodos seleccionados									
	1992	1993-97		1998-99		2000	1992-00		
Commodities Ind.	99,7	123,2		106,1		106,1	138,2		
Commodities Agrí	101,9	102,1		101,3		93,8	98,9		
Tradicionais	93,4	111,5		96,1		104,3	104,3		
Tradicionais Alim	95,7	133,0		101,2		101,2	130,5		
Difusores	94,7	111,1		93,4		110,1	108,2		
Duráveis	89,8	184,7		74,2		120,7	148,6		
<i>Indústria Geral</i>	96,3	124,5		97,3		106,5	124,2		
Índices anuais (ano anterior = 100)									
	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Commodities Ind.	99,7	104,0	105,6	100,1	105,8	106,0	103,3	102,7	106,1
Commodities Agrí	101,9	96,6	95,9	103,0	103,5	103,5	97,3	104,2	93,8
Tradicionais	93,4	108,6	103,8	99,5	98,9	100,5	97,3	98,7	104,3
Tradicionais Alim.	95,7	103,4	108,4	113,4	104,4	100,3	101,2	100,0	101,2
Difusores	94,7	107,7	120,8	97,4	89,8	97,6	100,4	93,0	110,1
Duráveis	89,8	128,3	115,5	111,0	104,0	108,1	80,8	91,9	120,7
<i>Indústria Geral</i>	96,3	107,5	107,6	101,8	101,7	103,9	98,0	99,4	106,5
Base Fixa (1991=100)									
	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Commodities Ind.	99,7	103,7	109,5	109,6	115,9	122,8	126,8	130,3	138,2
Commodities Agrí.	101,9	98,4	94,4	97,2	100,6	104,0	101,2	105,4	98,9
Tradicionais	93,4	101,4	105,3	104,8	103,6	104,1	101,3	100,0	104,3
Tradicionais Alim.	95,7	98,9	107,2	121,6	127,0	127,3	128,9	128,9	130,5
Difusores	94,7	102,0	123,3	120,0	107,8	105,2	105,6	98,3	108,2
Duráveis	89,8	115,2	133,0	147,6	153,4	165,8	133,9	123,1	148,6
<i>Indústria Geral</i>	96,3	103,5	111,4	113,4	115,4	119,9	117,4	116,7	124,2

Fonte: IBGE/DPE/Departamento de Indústria/PIM-PF.

Orientação para Apresentação de Artigos

A revista ECONOMIA APLICADA é publicada trimestralmente nos meses de março, junho, setembro e dezembro. A revista considera de interesse textos inéditos cuja análise envolva originalidade e reflexão. Os artigos enviados para a revista ECONOMIA APLICADA serão submetidos ao seu corpo de pareceristas por meio do sistema *double blind review*, ou seja, durante o processo de avaliação não é(são) revelado(s) o(s) nome(s) do(s) autor(es) aos *referees*, nem os nomes destes ao(s) autor(es). O corpo de pareceristas é constituído por professores e pesquisadores da FEA-USP e de outras instituições, brasileiras e estrangeiras.

A revista, além de artigos, terá seções reservadas a *surveys*, comunicações, resenhas e à divulgação de pesquisas, dissertações, teses, palestras e resultados de encontros que sejam relevantes para uma melhor compreensão da economia. A revista terá, ademais, uma seção denominada *Como Eu Pesquiso*, em que serão apresentados depoimentos de professores e pesquisadores sobre suas atividades de pesquisa. Serão aceitos para publicação artigos em português, inglês, espanhol e francês.

Os artigos deverão obedecer ao seguinte padrão:

Extensão máxima de 25 páginas (página de 33 linhas e linha de 70 toques);

Apresentação de um resumo de, no máximo, 150 palavras e de 3 a 5 palavras-chave, ambos em inglês e português, JEL Classification em dois dígitos;

Notas colocadas no rodapé de cada página;

Simples referência de autoria colocada entre parênteses no próprio texto;

Especificação do(s) nome(s) completo(s) do autor(es) e de sua qualificação(ões) acadêmica(s) e profissional(is);

Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

As comunicações deverão ter, no máximo, 10 páginas, e as resenhas de livros não deverão exceder 3 páginas.

O autor deverá fornecer uma cópia impressa e uma cópia em disquete do texto em WORD 6.0 e das tabelas e dos gráficos em EXCEL.

Os arquivos de gráficos, tabelas e mapas deverão ser entregues nos formatos originais e separados do texto.

O autor receberá gratuitamente 5 exemplares do número da revista em que for publicado o seu trabalho, além de 10 separatas.



BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Department of Economics and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation) of the School of Economics, Business Administration and Accounting of the University of São Paulo, Brazil.

This journal is indexed by *Journal of Economic Literature*, electronic on line and CD-ROM.

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

Latin American Credit Ratings, the New Basel Capital Accord and Portfolio Risk Theodore M. Barnhill, William C. Handorf	445
The Origin of International Financial Crises: Weak Fundamentals or Pure Contagion? An Empirical Analysis Milton de Assis	463
The Allocative Impacts of Trade Liberalization on the Brazilian Economy Fernando A. R. Soares	485
Inflation Nucleus: A Comparative Analysis of “Trimmed Average” and “Previous Exclusion” Methods Applied to Disaggregated Monthly Data Vera Lucia Fava, Heron Carlos Esvael do Carmo	511
Testing for Seasonal Unit Roots in Brazilian Monetary Series Antonio Aguirre	535
Some Evidence on the Presence of Non-Linearities Compatible With Deterministic Chaos in the BOVESPA Index in the 90s Newton Paulo Bueno	555
The Efficiency of Public Institutions: The Case of the Brazilian Transit Law Marcos Mendes	577
University Hospitals: Utilization Indicators and Efficiency Analysis Alexandre Marinho, Luís Otávio Façanha	607

NOTES

The Brazilian Manufacturing Sector Post-Liberalization - A Regressive Specialization? Paulo Gonzaga M. de Carvalho	639
--	-----

PAPERS

Latin American Credit Ratings, the New Basel Capital Accord and Portfolio Risk

Theodore M. Barnhill, William C. Handorf

The Origin of International Financial Crises: Weak Fundamentals or Pure Contagion?

An Empirical Analysis

Milton de Assis

The Allocative Impacts of Trade Liberalization on the Brazilian Economy

Fernando A. R. Soares

**Inflation Nucleus: A Comparative Analysis of "Trimmed Average" and
"Previous Exclusion" Methods Applied to Disaggregated Monthly Data**

Vera Lucia Fava, Heron Carlos Esvael do Carmo

Testing for Seasonal Unit Roots in Brazilian Monetary Series

Antonio Aguirre

**Some Evidence on the Presence of Non-Linearities Compatible With
Deterministic Chaos in the BOVESPA Index in the 90s**

Newton Paulo Bueno

The Efficiency of Public Institutions: The Case of the Brazilian Transit Law

Marcos Mendes

University Hospitals: Utilization Indicators and Efficiency Analysis

Alexandre Marinho, Luís Otávio Façanha

NOTES

The Brazilian Manufacturing Sector Post-Liberalization - A Regressive Specialization?

Paulo Gonzaga M. de Carvalho