

4611

ea

USP  
1970

# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 7 - Nº 2

Abril - Junho 2003

**Survival of Technologies: An Evolutionary Game Approach**

*Eleutério F. S. Prado, Décio K. Kadota, Jorge E. de C. Soromenho*

**Déficit Público e Taxa de Inflação:  
Testes de Raiz Unitária e Causalidade Para o Brasil - 1991-1999**

*Divanildo Triches, Igor Alexandre C. de Moraes*

**Ondaletas e Previsão de Séries de Tempo:  
Uma Análise Empírica**

*Guilherme V. Homsy, Marcelo S. Portugal, Jorge P. Araújo*

**Os Impactos do Comércio Internacional, da Mudança Tecnológica  
e da Demanda Final na Estrutura de Emprego no Brasil, 1985-1995**

*Katy Maia*

**Impactos do Estado de Saúde Sobre os Rendimentos Individuais no Brasil**

*Luiz Fernando Alves, Mônica Viegas Andrade*

**Efetividade e Eficiência no Ensino Médio Brasileiro**

*Carlos Eduardo Gasparini, Francisco S. Ramos*

**O Método Delphi e a Estrutura da Economia Brasileira em 2010**

*Duílio de Avila Bégni*



*ea*



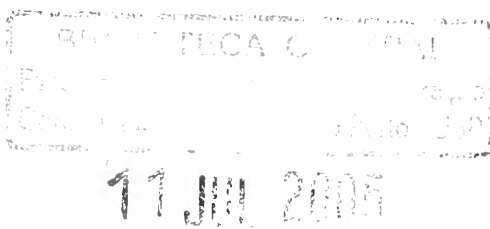
---

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

Vol. 7 - Nº 2

Abril - Junho 2003

ISSN 1413-8050



**Remeter este cupom preenchido para:**

*ea*

---

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

**Departamento de Assinaturas**

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

---

Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas

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

**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA FEA-USP/ FIPE**







# ECONOMIA APLICADA

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

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

## Editor:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

## Conselho Editorial:

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

**Secretaria:** Rute Neves

**Divulgação:** Maria de Jesus Antunes Soares

**Revisão:** Eny Elza Ceotto (português)

**Editoração:** Sandra Vilas Boas

**Projeto Gráfico:** Christof Gunkel

**Gráfica:** Gráfica Editora Camargo Soares

## Endereço para correspondência:

Revista de Economia Aplicada  
 Depto. de Economia FEA/USP FIPE Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas  
 Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 FEA II Departamento de Publicações Fipe  
 Cidade Universitária São Paulo SP CEP 05508-900  
 Fone: (011) 3091-5867 e 3091-6072 Fax (011) 3091-6073 E-mail: revcap@usp.br • www.fipe.com/revcap

## Assinaturas:

Brasil: R\$ 40,00

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

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

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. 7, n. 2 (2003)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2003--

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**

## Sumário

### ARTIGOS

- Survival of Technologies: An Evolutionary Game Approach**  
Eleutério F. S. Prado, Décio K. Kadota, Jorge E. de C. Soromenho ..... 249
- Déficit Público e Taxa de Inflação: Testes de Raiz Unitária e Causalidade Para o Brasil - 1991-1999**  
Divanildo Triches, Igor Alexandre C. de Moraes ..... 267
- Ondaletas e Previsão de Séries de Tempo: Uma Análise Empírica**  
Guilherme V. Homsy, Marcelo S. Portugal, Jorge P. Araújo ..... 285
- Os Impactos do Comércio Internacional, da Mudança Tecnológica e da Demanda Final na Estrutura de Emprego no Brasil, 1985-1995**  
Katy Maia ..... 327
- Impactos do Estado de Saúde Sobre os Rendimentos Individuais no Brasil**  
Luiz Fernando Alves, Mônica Viegas Andrade ..... 359
- Efetividade e Eficiência no Ensino Médio Brasileiro**  
Carlos Eduardo Gasparini, Francisco S. Ramos ..... 389
- O Método Delphi e a Estrutura da Economia Brasileira em 2010**  
Duilio de Avila Bêrni ..... 413



## Survival of technologies: an evolutionary game approach\*

Eleutério F. S. Prado<sup>§</sup>  
Décio K. Kadota<sup>§</sup>  
Jorge E. de C. Soromenho<sup>§</sup>

### RESUMO

Neste artigo, modelamos a adoção de tecnologias como um jogo evolucionário assimétrico baseado em encontros aleatórios bilaterais envolvendo duas populações, firmas e consumidores. Inicialmente, consideramos externalidades do lado da oferta e obtemos os resultados usuais da literatura recente sobre o tema: dependência de trajetória, “lock-in” e possibilidade de seleção de tecnologias inferiores. Em seguida, introduzimos externalidades no lado da demanda, as quais no artigo clássico de Leibenstein resultam nos efeitos cumulativo de consumo (bandwagon effect) e diferenciação de consumo (snob effect). Por último, examinamos as interações entre a oferta e a demanda.

**Palavras-chave:** competição evolucionária, racionalidade limitada, efeito cumulativo de consumo, efeito diferenciação de consumo e dependência de trajetória.

### ABSTRACT

This paper models technology adoption as an evolutionary and asymmetric game based on a pairwise contest involving two populations, firms and consumers. First, externalities are considered only on the supply side, leading to the usual results found in the recent economic literature on the subject: path dependence, lock-in, and the possibility of selecting inferior technology. Next externalities are introduced on the demand side, which in Leibenstein’s classic paper leads to bandwagon and snob effects, and interactions between supply and demand are examined.

**Key words:** evolutionary competition, bounded rationality, bandwagon effect, snob effect, path dependence.

**JEL classification:** L1, O3.

---

\* We are grateful to Klaus Walde and Otaviano Canuto for useful comments. The usual disclaimers apply.

§ Professores da FEA-USP.

## I Introduction

The survival of products or product technologies can be investigated using the classic analytical approach, which focuses on the demand side, as proposed by Leibenstein in 1950. When two products that meet the same consumer need compete in the marketplace, if the bandwagon effect prevails only one of them will tend to survive. If the snob effect prevails, however, both products will tend to survive and share the market between them. Positive network externalities predominate in the former case, negative network externalities in the latter.

The reasons for product technology survival can also be investigated using production theory, which emphasizes the supply side. Traditional production theory assumes non-increasing returns of scale and this leads to a predictable equilibrium for prices and market shares. Besides, this equilibrium is the most efficient allocation of resources. However, if increasing returns prevail there may be multiple equilibria and hence outcomes that cannot be analytically predicted.<sup>1</sup> Using stochastic processes to model technology adoption with increasing economies of scale, Arthur (1989) suggests that equilibrium is arrived at through an accumulation of minor causes characterized by path dependence and by the possibility of lock-in.

An important factor in technology adoption processes is whether positive or negative externalities are present, since these may drastically change the outcome. The above-mentioned studies take externalities into account to some extent on both the supply and demand side but do not treat these two influences simultaneously in a unified analytical framework.

Moreover, Leibenstein's classic paper remains within the confines of static analysis, as is well known. The author himself acknowledges, nonetheless, that the problems raised by sequential processes of technology and product adoption require a dynamic approach. The purpose of this study is to take a step toward the construction of a more general analytical framework, presenting the question as one that depends intrinsically on various different dynamics arising on both the supply and demand sides.

Thus product diffusion and technology adoption are modeled here as an evolutionary and asymmetric game based on a pairwise contest involving two populations, firms and consumers, characterized in both cases by bounded rationality. The firms, whose costs depend on the market share captured by the technology they employ, among other factors, aim to increase their

---

<sup>1</sup> The technology adoption process can also be investigated empirically, as demonstrated in Chow (1967).

profit. Consumers aim to increase the surplus obtained in market transactions. Firms set prices. Interaction between firms and consumers takes place in a dynamic context in which time is an arrow and equilibrium is merely a possible event at the “end of history”

## II Evolutionary game

Let the evolutionary game be defined in the context of a market in which two goods provide the same type of service but can be differentiated by consumers according to the technology used to produce them, e.g. videocassette recorders with VHS and Betamax systems. Firms may opt for strategy  $s_1$  or  $s_2$ , each of which corresponds to one of these alternative technologies. Because the total number of firms is considered constant, it is admitted for the sake of normalization that  $n_1$  and  $v_2 = 1 - v_1$  represent the numbers of firms that adopt each of the two technologies. Consumers opt for strategy  $r_1$  or  $r_2$  according whether they choose goods produced using technology 1 or goods produced using technology 2. Let  $\mu_1$  and  $\mu_2 = 1 - \mu_1$  be the proportions of consumers opting for each alternative.

In a pairwise contest, firms and consumers are randomly removed from their respective populations, one by one, to take part in rounds of the game. The resulting encounters may or may not be effective from the economic standpoint. Effective transactions occur only in the case of strategy combinations  $(s_1, r_1)$  or  $(s_2, r_2)$ . Suppose, however, that the product is a consumer durable. If a unit is not sold during a given round, it is held in inventory at no cost so as to participate in the next round. Thus in the case of strategy combinations  $(s_1, r_2)$  or  $(s_2, r_1)$ , producers and consumers merely take payoffs equal to zero.

Producers review their strategies using a process of imitation dynamics in a context of bounded rationality. Strategy reviews are formalized with a replicator dynamics similar, but not identical, to Nachbar's interpretation (1990).

According to Nachbar's interpretation, each player compares their payoff with that of another player randomly chosen from the same population. A strategy switch is possible only if the comparison is made with a player who adopts the alternative strategy. It is assumed that there is a switching cost in accordance with a uniform distribution of probabilities. Given the difference in payoffs resulting from each of the two strategies, the proportion of players who effectively switch to the higher payoff strategy will depend on the probability that the switching cost is lower than or equal to this difference.



Let the payoffs accruing to players in the two populations be  $U(s_i, v_1; r_j)$  and  $U(r_j, v_1; s_i)$ , where  $i, j = 1, 2$ . Then, we have the following payoff matrix:

		Producer	
		$s_1$	$s_2$
Consumer	$r_1$	$(U(r_1, v_1, s_1); U(s_1, v_1; r_1))$	$(U(r_1, v_1; s_2) = 0; U(s_2, v_1; r_1) = 0)$
	$r_2$	$(U(r_2, v_1, s_1) = 0; U(s_1, v_1; r_2) = 0)$	$(U(r_2, v_1, s_2); U(s_2, v_1; r_2))$

Given that these payoffs are nil when  $i \neq j$ , in Nachbar's interpretation the replicator dynamics for firms is as follows:

$$\dot{v}_1 = v_1(1 - v_1)[U(s_1, v_1; r_1)\mu_1 - (1 - \mu_1)U(s_2, v_1; r_2)] \quad (1)$$

Consider the imitation process that makes possible equation (1). If a producer does not sell his product in a given meeting and if he compares his payoff with that of another producer that has employed the alternative strategy and has sold his product, he switches to the successful strategy. In a certain way, it is possible to say that this player can interpret the sale failure in that given meeting as an indication that there is an offer surplus in the market. This behavior is compatible with the hypothesis that the player does not know the market conditions fully and that he follows rules (in this case, he follows a very simple imitation rule).

However, even when the two technologies coexist in the market, it is always possible that a firm does not succeed in selling its product, even if its technology is more profitable than the other. In other words, a sale failure in a given meeting does not imply that there is an offer surplus in the market. If bounded rationality prevails, it is possible to say that the player should orient himself by signals that synthesize the global conditions of the market (as it was affirmed by Hayek in *The Use of Knowledge in Society*). Considering the payoffs obtained by two different players that succeed in selling their products, the difference between them furnishes a signal that satisfies this last requirement. As it will be seen by means of equation (4), this difference expresses the two technologies prices variations that depend on the global offer or demand surplus.

In this way, an alternative replicator dynamics can be obtained straightforward supposing that the players always compare the payoffs obtained by two successful players that had

adopted different strategies. In this case, even if the players orient themselves by means of rules in a bounded rationality context, they interpret market signals not as in the Nachbar's replicator dynamics. Now, the sale failure is not considered an indication of the global state of the business. Instead, the players gauge the market conditions by looking at the successful sales profitability. From an individual point of view - and in this paper context -, this kind of behavior is more plausible than of the one implicit in Nachbar's imitation process. Then, we have the following equation:

$$\dot{v}_1 = v_1(1 - v_1)[U(s_1, v_1; r_1) - U(s_2, v_1; r_2)] \quad (2)$$

Consumers review their strategies in accordance with a process that does not involve interpersonal comparisons of satisfaction and is termed "satisficing dynamics" in the literature. (Vega-Redondo, 1996, p. 91) Individuals learn not from each other but from themselves, by comparing the average payoff obtained from the chosen strategy with a satisfaction benchmark. If the average exceeds the benchmark, they do not switch strategies; if the average falls short of the benchmark, the probability of a strategy switch depends on the frequency with which the new strategy is adopted. Based on this assumption we can obtain a replicator dynamics for consumers that is analogous to the previous one:

$$\dot{\mu}_1 = \mu_1(1 - \mu_1)[U(r_1, \mu_1; s_1) - U(r_2, \mu_1; s_2)] \quad (3)$$

Lastly, assume prices change over time in accordance with excess demand:

$$\dot{\pi}_i = \lambda[\mu_i - v_i], \quad i = 1, 2 \quad (4)$$

with  $\lambda > 0$ . If we normalize prices using  $\pi_1 + \pi_2 = 1$ , we can consider only the price equation for good 1.

### III Demand side

Let the demanders' payoffs be the consumers' surpluses, which are measured by the difference between the price they are prepared to pay for the good, represented by  $P_p$  and the market price,  $\pi_i$ . In each round the consumer may buy at most one unit of each good. Three cases can be distinguished in an analysis of demand functions.

- (a) In the first case, consumer preferences do not depend on the consumption decisions of other players. Inverse demand for goods 1 and 2 is therefore independent from  $\mu_1$ , and can be expressed using constant functions:

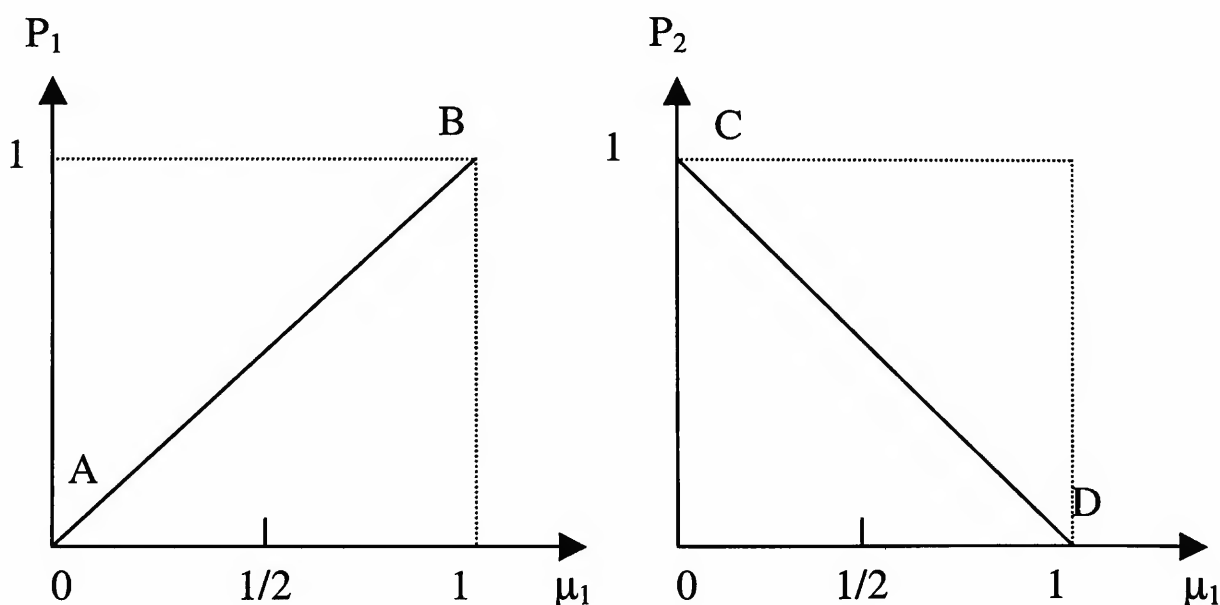
$$P_i = 1 \text{ and } U(r_i, \mu_i; s_i) = 1 - \pi_i, \text{ for } i = 1, 2.$$

- (b) The second case considers a situation in which consumers prefer what the majority prefers. Although the two products provide the same type of service, there is a positive network externality which gives rise to a bandwagon effect. Thus:

$$P_i = \mu_i \text{ and } U(r_i, \mu_i; s_i) = \mu_i - \pi_i, \text{ for } i = 1, 2.$$

In Figure I, the straight-line segments AB and CD show the two characteristic behaviors of this payoff structure. If the figures were superimposed, they would intercept at the point where  $\mu_1 = 0.5$  and  $P_i = 1/2$ , enabling the following properties to be seen more clearly: if  $0 \leq \mu_1 < 0.5$ , then  $U(r_1) < U(r_2)$  and as consumers tend to acquire more of good 2,  $\mu_1$  decreases; if  $0.5 < \mu_1 \leq 1$ , then  $U(r_1) > U(r_2)$  and  $\mu_1$  increases. In both cases the solution tends toward the extremes at which only one product dominates the market.

**Figure I**

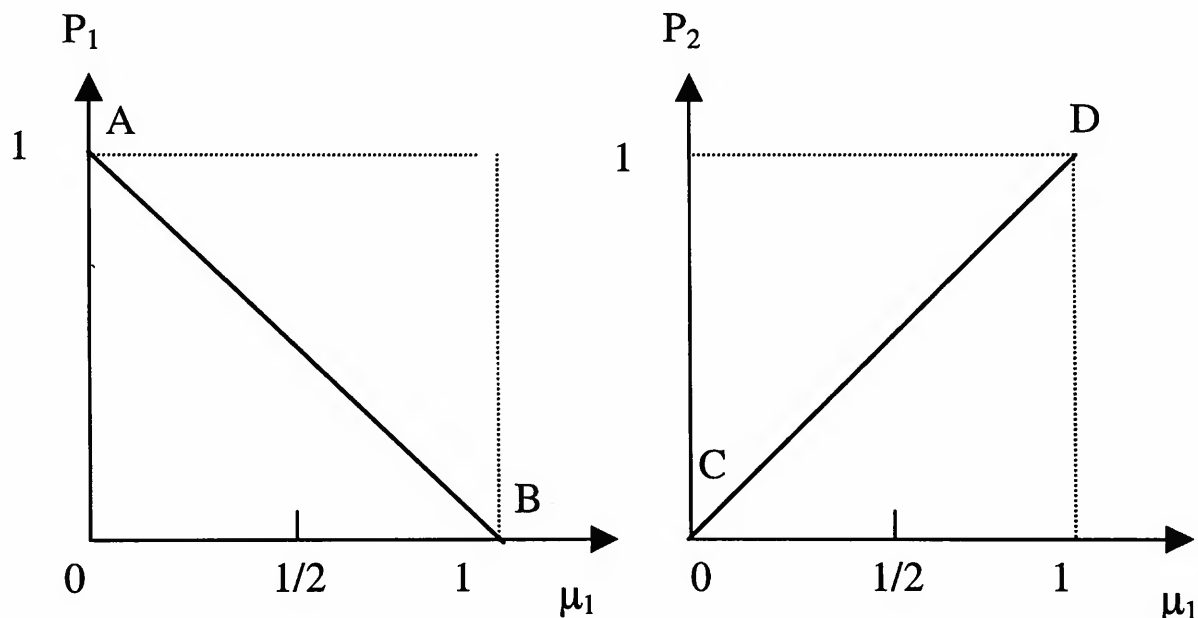


(c) In the latter case the effect is inverse: The smaller the number of consumers who buy the product, the larger the player's surplus at the same price. In other words, there is a negative network externality which gives rise to a snob effect. Thus

$$P_i = (1 - \mu_i) \text{ and } U(r_i, \mu_i; s_i) = (1 - \mu_i) - \pi_i, \text{ for } i = 1, 2.$$

The characteristic behaviors of this payoff structure, i.e. inverse demand for goods 1 and 2, can as before be represented graphically using straight-line segments AB and CD (see Figure II). If everyone is consuming good 2, for example, so that  $\mu_1 = 0$ , this is not an equilibrium situation since consumers will prefer to increase their demand for good 1 and as they do so  $\mu_1$  increases. Conversely, if everyone is consuming good 1 and demand for good 2 gradually rises, the proportion  $\mu_1$  decreases. Thus consumers tend to move away from the two extremes and the two goods end up sharing the market between them.

Figure II



If we obtain the average payoffs and then use (3), we generate differential equations for these three types of preference: neutral, producing a bandwagon effect, and producing a snob effect:

$$\dot{\mu}_1 = \mu_1(1 - \mu_1)(1 - 2\pi_1) \quad (5)$$

$$\dot{\mu}_1 = 2\mu_1(1 - \mu_1)(\mu_1 - \pi_1) \quad (6)$$

$$\dot{\mu}_1 = 2 \mu_1 (1 - \mu_1) (1 - \pi_1 - \mu_1) \quad (7)$$

#### IV Supply side

Let the unit costs of the firms representing the two groups be defined by the following linear functions:

$$c_i = \alpha_i + \beta_i q_i + b_i v_i \quad i = 1, 2.$$

Hence costs depend on production scales and external economies, represented by parameters  $\beta$  and  $b$  respectively. The following cases can therefore be distinguished. First, if  $b_i$  is equal to, greater than or smaller than zero, external economies are non-existent, negative or positive respectively. Second, if  $\beta$  is equal to, greater than or smaller than zero, technologies present constant, decreasing or increasing economies of scale. Considering the scenario characterized by pairwise contests, each firm will produce only one unit per round. Thus the discussion does not focus on changes in scale but on each firm's average cost depending on the technology used and the externalities. The cost functions can therefore be simplified by assuming that  $\alpha_i + \beta_i q_i = a_i$

$$c_i = a_i + b_i v_i, \quad i = 1, 2.$$

If payoffs to firms are defined as profit per unit produced, then:

$$U(s_1, v_1; r_1) = \pi_1 - a_1 - b_1 v_1;$$

$$U(s_2, v_1; r_2) = \pi_2 - a_2 - b_2(1 - v_1).$$

Assume that  $c_i \leq \max\{\pi_i\}$ . If this condition is not satisfied there will be no price that produces positive payoff for firms. Because costs must be strictly positive and  $0 \leq \pi_i \leq 1$ , by normalization we have  $0 < a_i \leq 1$  and  $-1 < b_i < 1$ .

Substituting those payoffs into (2), we can obtain the following differential equation to represent the replicator dynamics:

$$\dot{v}_1 = v_1(1-v_1)[2\pi_1 + b_2 + a_2 - a_1 - 1 - (b_1 + b_2)v_1] \quad (8)$$

If there are no externalities,  $b_1 = b_2 = 0$ , and the above equation is reduced as follows:

$$\dot{v}_1 = v_1(1-v_1)[(a_2 - a_1 + 2\pi_1 - 1)] \quad (9)$$

## V Dynamic interactions

By combining the various assumptions regarding the payoffs to firms and consumers, we come to three distinct situations, each of which involves a system of three differential equations. Price equation (4) and equation (8) for the replicator dynamics for firms are common to all three systems. The only difference is the equation for the consumer replicator dynamics: (5), (6) or (7).

Let  $\Delta^3$  be the domain of these systems:

$$\Delta^3 = \{(v_1, \mu_1, \pi_1) \mid 0 \leq v_1, \mu_1 \leq 1 \text{ and } 0 \leq \pi_1 \leq 1\}.$$

The stationary solution to equation (4) requires that  $v_1$  be equal to  $\mu_1$ . Hence it is possible to analyze the stationary solutions to the systems in the following set:

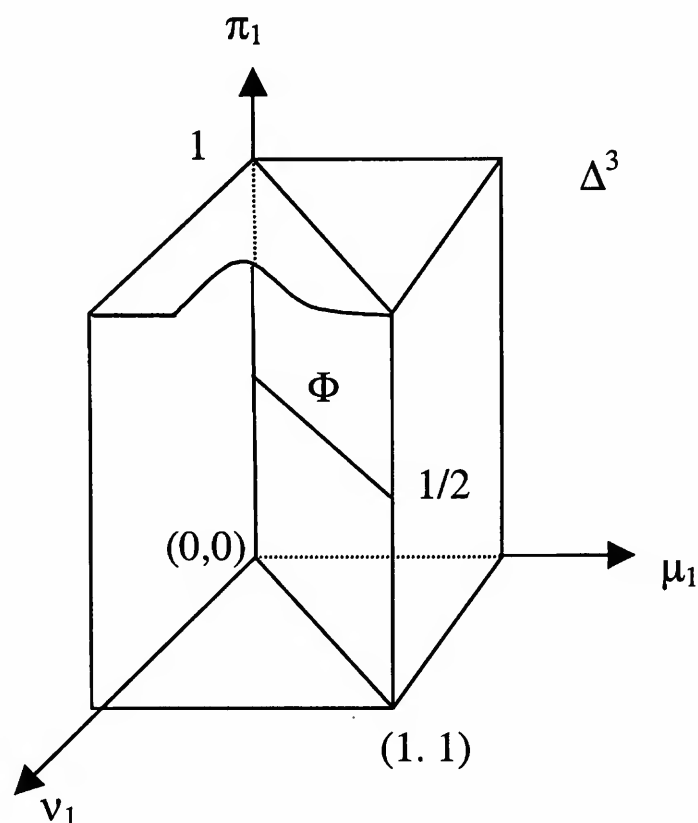
$$\Phi = \{(v_1, \mu_1, \pi_1) \mid 0 \leq v_1 = \mu_1 \leq 1 \text{ and } 0 \leq \pi_1 \leq 1\}.$$

As is evident,  $\Delta^3$  turns out to be a parallelepiped in  $\mathbb{R}_3$  (base 1 x 1 and height 1), while  $\Phi$  turns out to be a rectangle in one of the planes that divide  $\Delta^3$  diagonally into equal parts. Both are shown in Figure III.

Now consider first of all the cases in which there are no externalities on the demand side. The system to be considered is formed by equations (4), (5), and (8) or (9).

Clearly,  $v_1 = \mu_1 = 0$  and  $v_1 = \mu_1 = 1$  constitute equilibria whatever the values of parameters  $a_i$  and  $b_i$  ( $i = 1, 2$ ). The possibility of mixed-strategy equilibrium  $0 < v_1 = \mu_1 < 1$ , depends on the values of both cost function parameters.

Figure III



Consider first of all a situation in which there are no externalities ( $b_1 = b_2 = 0$ ) and firms have the same scale-related costs ( $a_1 = a_2$ ). A mixed-strategy equilibrium is possible: equations (5) and (9) require only that  $\pi_1 = 1/2$ .<sup>2</sup> Hence it can be concluded that all points in sets

$$E_1 = \{(v_1, \mu_1, \pi_1) \mid v_1 = \mu_1 = 0 \text{ and } 0 \leq \pi_1 \leq 1\},$$

$$E_2 = \{(v_1, \mu_1, \pi_1) \mid v_1 = \mu_1 = 1 \text{ and } 0 \leq \pi_1 \leq 1\},$$

and

$$E_3 = \{(v_1, \mu_1, \pi_1) \mid v_1 = \mu_1 \text{ and } \pi_1 = 1/2\}$$

<sup>2</sup> In the case where  $a_1 \neq a_2$ , (5) requires  $\pi_1 = M/2$ , but (8) and (9) require  $\pi_1 = (M + a_1 - a_2)/2$ , so that these two conditions cannot be satisfied at the same time. Note that if technology 1 is less efficient, the difference  $a_1 - a_2$  will be positive, so that  $\pi_1$  would have to be greater than  $\pi_2$  for both technologies to survive.



are stationary. It is easy to see that in this case the stationary points in the complete system form an H in plane  $\Phi$ .

In sum, when there are no external economies and firms have the same scale-related costs, the market can be shared by the two technologies in any proportion, as one would expect. If there is a difference in scale-related costs, because the demand side requires  $\pi_1 = \pi_2$  as a condition for stationarity, competition between firms will tend to evict the less efficient technology from the market and select only one in a path-independent manner.

Now admit the presence of externalities ( $b_1$  and  $b_2 \neq 0$ ), be they positive or negative. We obtain the following mixed-strategy equilibrium:

$$\pi_1 = \frac{1}{2} \quad \text{and} \quad v_1 = \mu_1 = \frac{b_2 - a}{b_1 + b_2} \quad (10)$$

where  $a = a_1 - a_2$ , provided  $b_1 + b_2 \neq 0$  and  $0 < (b_2 - a)/(b_1 + b_2) < 1$ .

Among the various possible combinations of the values for the parameters that satisfy the above condition, it is convenient to highlight those which correspond to positive or negative externalities for both technologies. If the external economies are negative ( $b_1$  and  $b_2 > 0$ ), there will be the possibility of a stationary equilibrium with survival of technologies having different scale-related costs that satisfy  $a - b_2 < 0$  and  $a + b_1 > 0$ . The stability analyses (see Appendix) show that this equilibrium turns out to be stable.

If the external economies are positive ( $b_1$  and  $b_2 < 0$ ), any mixed-strategy equilibrium is unstable, so that stable economies exist only when  $v_1 = 1$  or  $v_1 = 0$ . Thus the final equilibrium depends on the initial conditions and is path-dependent.

In sum, when preferences are neutral between 1 and 2, the outcome depends on scale-related costs and external economies. If there are no external economies ( $b_1 = b_2$ ), market equilibrium may occur in any fraction of the market, as shown earlier. If external economies are negative, the technologies may share the market in a proportion that depends on their relative efficiencies; if they are positive, only one of the technologies may survive, depending on the path taken by the economy. The above analysis shows that evolutionary game theory is an

adequate framework to reproduce some of the results found in the recent economic literature on survival of technologies, such as path dependence, lock-in, selection of inferior technology etc.

Now consider a situation in which there is a bandwagon effect. In this case equations (4), (6) and (8) form the system. Examination of differential equation (6) shows that it presents three stationary solutions:  $\mu_1 = 0$ ,  $\mu_1 = 1$ , and  $\mu_1 = \pi_1$ . Demand-side dynamics restricts the possible stationary points to points that belong to sets  $E_1$ ,  $E_2$  and

$$E_4 = \{(v_1, \mu_1, \pi_1) \mid v_1 = \mu_1 = \pi_1 \text{ and } 0 < \pi_1 < 1\}.$$

Note that these three sets form the figure  $\vee$  in  $\Phi$  of  $\Delta^3$

All points in sets  $E_1$  e  $E_2$  satisfy equation (8), which portrays the supply-side dynamics, and equation (4). However, not all points in set  $E_4$  are stationary solutions. Whether or not there are external economies, the mixed-strategy equilibrium in  $E_4$  is unique:

$$\pi_1 = \mu_1 = v_1 = \frac{b_2 - \alpha - 1}{b_1 + b_2 - 2} \quad (11)$$

provided  $b_1 + b_2 \neq 2$  and  $0 < (b_2 - \alpha - 1)/(b_1 + b_2 - 2) < 1$ . Thus in any possible case the figure in  $\Phi$  formed by the stationary points in the system is  $\vee$ .

Stability analysis shows that this mixed-strategy equilibrium is always unstable (see Appendix). For this very reason, Leibenstein's result invariably comes out. This is the case even if external economies are negative. The bandwagon effect always prevails and only one technology survives.

Lastly, consider the presence of the snob effect. In this case the system is made up of equations (7), (4) and (8). Analysis of differential equation (7) shows that the stationary solutions are  $\mu_1 = 0$ ,  $\mu_1 = 1$  and  $\mu_1 = 1 - \pi_1$ . As before, demand-side dynamics restricts the possible existence of stationary points to points belonging to sets  $E_1$ ,  $E_2$  and

$$E_5 = \{(v_1, \mu_1, \pi_1) \mid v_1 = \mu_1 = 1 - \pi_1 \text{ and } 0 \leq \pi_1 \leq 1\}.$$

Note that these three sets form the figure N in  $\Phi$ .

Equation (8) presents as a solution, besides  $v_1 = 0$  and  $v_1 = 1$ , only one isolated point belonging to  $E_5$ . Thus we have a mixed-strategy equilibrium:

$$\pi_1 = 1 - v_1 \quad \text{and} \quad \mu_1 = v_1 = \frac{b_2 - a + 1}{b_1 + b_2 + 2}. \quad (12)$$

provided  $b_1 + b_2 \neq -2$  and  $0 < (b_2 - a + 1)/(b_1 + b_2 + 2) < 1$ . The stationary points in the system again form the figure | | in  $\Phi$ .

In this case, stability analysis indicates that demand-side dynamics favors a solution in which both products or product technologies survive in the market. However, in contrast with the previous case, supply-side externalities can modify this expected result. In the appendix we show that a mixed-strategy equilibrium may be unstable if the production externalities are positive. More precisely, if  $b_1 + b_2 < 0$ , instability may occur depending on parameter  $\Pi$  which defines the process of price adjustment.

## VI Conclusions

This paper analyzes technology survival within an evolutionary framework. It assumes that agents have bounded rationality and that as time goes by they tend to choose between strategies depending on the relative rewards. Initially, assuming an absence of network externalities, the results were found to be in accordance with the recent economic literature on the subject, including Arthur's papers among others. If the supply-side externalities are positive, one technology survives and the equilibrium is path-dependent; moreover, the survival process may select the less efficient technology. If the external economies are negative, both technologies may survive and share the market independently of the initial conditions.

The next step was to investigate the survival of technologies when there are both network externalities and external economies. The demand-side externalities produce bandwagon or snob effects, which in themselves make a mixed-strategy equilibrium unstable or stable respectively. When there is a bandwagon effect, no matter which external economy prevails on the supply side, the market tends to adopt only one technology and the equilibrium will be path-dependent. Demand-side externalities produce instability that will prevail in the market. The

conclusion was similar for cases in which there is a snob effect, but the result was less definitive. If external economies are negative, the effects of supply-side and demand-side externalities are convergent and both technologies will survive. However, if external economies are positive, depending on the values of the parameters a result like the former may not come out, and only one technology will survive in spite of the snob effect.

Finally, it is important to note that although these conclusions were obtained in a dynamic framework, they are very similar to the findings obtained by Leibenstein in a static framework.

### Appendix: stability analysis

A rest point is asymptotically stable if all eigenvalues of the Jacobian matrix have negative real parts and unstable if any eigenvalue has a positive real part. Let  $\theta^3 + c_1\theta^2 + c_2\theta + c_3 = 0$  be the characteristic polynomial of a system of three differential equations. The Routh-Hurwitz necessary and sufficient conditions for stability are:  $c_1 > 0$ ,  $c_3 > 0$ , and  $c_1c_2 - c_3 > 0$

First system: no network externalities.

Evaluating at equilibrium (10), the Jacobian matrix of (4), (5) and (8) is given by

$$J = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 2\gamma(b_1 + b_2)^{-1} \\ 0 & \gamma & -2\gamma(b_1 + b_2)^{-1} \\ \lambda & -\lambda & 0 \end{pmatrix}$$

where

$$\gamma = \frac{(a + b_1)(a - b_2)}{b_1 + b_2},$$

and the characteristic equation is

$$\theta^3 - \gamma\theta^2 - \frac{4\gamma\lambda}{b_1 + b_2}\theta + \frac{2\gamma^2\lambda}{b_1 + b_2} = 0$$

If the mixed-strategy equilibrium exists and the external economies are negative  $b_1, b_2 > 0$ ,  $a - b_2 < 0$  and  $a + b_1 > 0$ . So,  $\gamma < 0$  and  $c_1 = -\gamma > 0$ ;  $c_3 = 2\gamma^2\lambda/(b_1 + b_2) > 0$ ; and  $c_1c_2 - c_3 = 2\gamma^2\lambda/(b_1 + b_2) > 0$ . Thus the Routh-Hurwitz conditions are satisfied. If external economies are positive,  $b_1, b_2 < 0$  and  $c_3 = 2\gamma^2\lambda/(b_1 + b_2) < 0$ . Thus the equilibrium is unstable.

Second system: positive network externalities (bandwagon effect).

Evaluating at equilibrium (11), the Jacobian matrix of (4), (6) and (8) is given by

$$J = \begin{pmatrix} -2\alpha & 0 & 2\alpha \\ 0 & (b_1 + b_2)\alpha & -2\alpha \\ \lambda & -\lambda & 0 \end{pmatrix}$$

where

$$\alpha = \frac{(1 + a - b_2)(a + b_1 - 1)}{(b_1 + b_2 - 2)^2} < 0,$$

and the characteristic equation is

$$\theta^3 - (b_1 + b_2 - 2)\alpha\theta^2 - 2\alpha[(b_1 + b_2)\alpha + 2\lambda]\theta + 2(b_1 + b_2 - 2)\alpha^2\lambda = 0$$

As, by assumption, we have  $\alpha < 0$ . Hence the equilibrium is necessarily unstable.

Third system: negative network externalities (snob effect).

Evaluating at equilibrium (12), the Jacobian matrix of (4), (7) and (8) is given by

$$J = \begin{pmatrix} 2\beta & 0 & 2\beta \\ 0 & (b_1 + b_2)\beta & -2\beta \\ \lambda & -\lambda & 0 \end{pmatrix}$$

where

$$\beta = \frac{(1+a+b_1)(a-b_2-1)}{(b_1+b_2+2)^2} < 0,$$

and the characteristic equation is

$$\theta^3 - (b_1 + b_2 + 2)\beta \theta^2 + 2\beta[(b_1 + b_2)\beta - 2\lambda]\theta + 2(b_1 + b_2 + 2)\beta^2\lambda = 0$$

As  $b_1 + b_2 > -2$ ,  $c_1 > 0$ ,  $c_3 > 0$ . The third condition,  $c_1c_2 - c_3 > 0$ , implies  $\lambda > (b_1 + b_2)\beta$

As  $\beta < 0$ , if  $0 \leq b_1 + b_2 < 2$ , for  $\lambda > 0$  any the equilibrium is stable. On the other hand, for the open set  $-2 < b_1 + b_2 < 0$ , we can define  $b_1 + b_2 = -2 + \varepsilon$ ,  $0 < \varepsilon < 2$ , and

$$\phi[\varepsilon; b_2] := \beta(b_1 + b_2) = \frac{(a-1-b_2)(a-1-b_2+\varepsilon)(\varepsilon-2)}{\varepsilon^2}$$

The function  $\phi$  is continuous, monotonically decreasing in  $\varepsilon$ , with  $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \phi = \infty$  and  $\lim_{\varepsilon \rightarrow 2} \phi = 0$

Therefore for any  $\lambda > 0$  there is a partition of  $-2 < b_1 + b_2 < 0$  into two subsets: one where the equilibrium is stable, and the other where it is unstable.

## References

- Arthur, W. B. Competing technologies, increasing returns, and lock-in by historical small events. *Economic Journal* 99, p. 116-31, 1989.
- Chow, G. C. Technological change and the demand for computers. *American Economic Review* 57, p. 1117-30, 1967
- Farrel, J., Shapiro, C. The dynamics of bandwagons. In: Friedman, J. W. (ed.), *Problems of coordination in economics*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1993.

- Janssen, M., Jager, W. An integrated approach to simulating behavioural processes: a case study of the lock-in of consumption patterns. *Journal of Artificial Societies and Social Simulation* 2 <http://www.soc.surrey.ac.uk/JASSS>, 1999.
- Leibenstein, H. Bandwagon, snob, and Veblen effects in the theory of consumers' demand. *Quarterly Journal of Economics* 64, p. 12-30, 1950.
- Nachbar, J. H. Evolutionary selection in dynamic games. *International Journal of Game Theory* 19, p. 59-90, 1990.
- Vega-Redondo, F. *Evolution, games and economic behaviour*. Oxford: Oxford University Press, 1996.





# Déficit público e taxa de inflação: testes de raiz unitária e causalidade para o Brasil - 1991-1999\*

Divanildo Triches<sup>§</sup>  
Igor Alexandre C. de Moraes<sup>□</sup>

## RESUMO

Este trabalho faz uma breve revisão dos aspectos e da consolidação da restrição orçamentária pública e do Banco Central, além dos conceitos mais restritos de déficit público, isto é, a necessidade de financiamento do setor público, conceito primário e nominal. Estes últimos são usados para testar a causalidade com a taxa de inflação (IGP-DI), no período de agosto de 1994 a março de 1999. Inicialmente são feitos testes de raiz unitária e, posteriormente, de causalidade no sentido de Granger. Os resultados encontrados revelam que o déficit público nominal e primário causaram inflação durante o período pós Plano Real, não sendo verdade o contrário. Esse fato tende a ser consistente com as principais concepções teóricas do déficit público.

**Palavras-chave:** déficit público, inflação, teste de raiz unitária, teste de causalidade.

## ABSTRACT

This paper makes a brief revision of the concepts about public budget constraint in general and restrict aspects, such as nominal and primary public deficit. Some tests like the causality test; proposed by Granger are used to capture the relation between inflation, measured by IGP-DI (General indexes of Prices) and these concepts. Unit root tests are also applied to the series studied in this paper. The period of interest ranges from august, 1994 - after the implementation of the Real plan, to march, 1999 - after the change of the exchange rate regime. The results show that both nominal and primary public deficit caused inflation in the Real era, although the reverse is not true.

**Key words:** nominal and primary public deficit, inflation, unit root tests, causality tests.

**JEL classification:** C3, E31, E62, H62.

---

\* Os autores agradecem a dois pareceristas anônimos pela contribuição e comentários valiosos. Como é usual, quaisquer imprecisões remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

§ Doutor em economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e professor da Universidade de Caxias do Sul e.mail: dtriches@ucs.br.

□ Doutorando em economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul - e.mail: igor@poa.fiergs.org.br.

Recebido em novembro de 2000. Aceito em março de 2003.

## 1 Introdução

A alta da inflação vivenciada pela maioria dos países da América Latina, em particular pelo Brasil ao longo dos anos 80 e parte dos anos 90, pode ser atribuída aos grandes e persistentes déficits orçamentários monetizados pelo Banco Central e pelo aumento do endividamento público. Desse modo, até a primeira metade da década de 90 os índices de preços apresentavam variação mensal elevada. O ajuste fiscal, por consequência do governo, nas três esferas, era basicamente feito por meio da depreciação dos valores reais das despesas públicas, como contrapartida da indexação das receitas, como discute Goldfajn (1998).

A estabilidade da economia brasileira viria a partir da implementação do Plano Real, em que a taxa de câmbio em relação ao dólar norte-americano sofreu uma considerável apreciação. Com o sucesso no controle da taxa de inflação, o governo promoveu, paralelamente, a desindexação dos contratos que regiam as relações dos mercados. Estes fatores, em conjunto, influenciaram fortemente na composição do déficit público, que anteriormente era ofuscado pelas altas variações dos níveis de preços.

Apesar da estabilidade da inflação conseguida com o Plano Real, há consenso, na literatura e nos meios acadêmicos, de que a persistência das baixas taxas inflacionárias depende fundamentalmente do controle e, sobretudo, da redução do déficit público. O objetivo deste trabalho é fazer uma breve discussão sobre alguns conceitos existentes de medida do déficit público sem, no entanto, entrar no mérito das dificuldades metodológicas, como apontado por Alves (1998), Blejer e Cheasty (1999) e Ramalho (1986 e 1998). O teste de causalidade no sentido de Granger (1969) é utilizado para verificar a existência da relação causal entre as diversas definições de déficit público e inflação, no período compreendido de 1994 a 1999. Este estudo está estruturado como segue. Na seção dois são abordados os aspectos teóricos e empíricos das medidas de déficit público. A metodologia que trata da formulação econométrica do teste de causalidade é abordada na seção 3. No item seguinte, discutem-se os resultados empíricos. Por fim, a seção cinco conclui o trabalho.

## 2 Abordagem teórica e empírica do déficit público

O déficit orçamentário pode ser basicamente financiado de três formas: tomando emprestado do setor privado, reduzindo as reservas externas e emitindo moeda. Outra solução para o desequilíbrio crônico nas contas do governo, como discutido por Sachs e Larrain (2000), poderia se dar por meio de escolha de políticas que combinassem a redução de gastos e aumento de impostos. No entanto, esse tipo de política é de difícil implementação porque

exige apoio da maioria do legislativo. A dificuldade aumenta nos países em que os governos são formados por coalizão que sofre forte pressão dos grupos de interesse organizados.

O equilíbrio intertemporal do orçamento público é de fundamental importância para a credibilidade da execução de políticas macroeconômicas, ou, mais especificamente, das políticas fiscais e monetárias. A restrição orçamentária do setor público ou do Tesouro, seguindo Walsh (1998), pode ser definida como:

$$G_t + i_{t-1}B_{t-1}^T = T_t + (B_t^T - B_{t-1}^T) + RBC_t \quad (2.1)$$

Todas as variáveis estão expressas em termos nominais. O lado esquerdo da equação 2.1 consiste dos gastos do setor público em bens, serviços e transferências ( $G_t$ ), mais o pagamento de juros sobre a dívida pública interna e externa, ( $i_{t-1}B_{t-1}^T$ ). O lado direito representa as fontes de recursos, provenientes da arrecadação fiscal ( $T_t$ ), novas emissões de títulos, ( $B_t^T - B_{t-1}^T$ ), mais as receitas do Banco Central, ( $RBC_t$ )

Por outro lado, a autoridade monetária, representada pelo Banco Central, também tem uma restrição orçamentária, sendo que esta deve exibir a identidade entre os seus ativos e passivos, dada pela seguinte relação:

$$(B_t^M - B_{t-1}^M) + RBC_t = i_{t-1}B_{t-1}^M + (H_t - H_{t-1}) \quad (2.2)$$

onde ( $B_t^M - B_{t-1}^M$ ) representa a quantidade de títulos do Tesouro em poder do Banco Central, ( $i_{t-1}B_{t-1}^M$ ) são juros recebidos do Tesouro e, por fim, ( $H_t - H_{t-1}$ ) é a base monetária.<sup>1</sup>

Finalmente, a restrição orçamentária do setor governamental consolidada, isto é, o orçamento público e o orçamento do Banco Central, assume a seguinte forma:<sup>2</sup>

1 Esta é constituída pelo estoque de moeda mantido pelo público não financeiro, mais as reservas bancárias.

2 Convencionou-se que  $B = B^T - B^M$

$$G_t + i_{t-1}B_{t-1} = T_t + (B_t - B_{t-1}) + (H_t - H_{t-1}) \quad (2.3)$$

As variáveis do lado direito da equação 2.3 mostram os recursos que o governo pode obter, quais sejam: os impostos ( $T_t$ ) (onde não está incluída a receita inflacionária), empréstimos do setor privado via emissão de títulos ( $B_t - B_{t-1}$ ) e, ainda, a emissão de moeda ( $H_t - H_{t-1}$ ).

É importante apontar dois aspectos na análise intertemporal do orçamento do governo, quando existe uma longa seqüência de déficits públicos. O primeiro está associado a opções alternativas para financiar esse desequilíbrio fiscal e o segundo diz respeito aos custos envolvidos com o processo de financiamento. Assim, quanto mais tempo o governo despende para equilibrar o orçamento, tanto maior será a dificuldade de ajuste *a posteriori*, dado o aumento com gastos de juros sobre a dívida pública, ou seja, em 2.3.<sup>3</sup>

Por outro lado, as economias com regime de taxa de câmbio fixa - em geral em desenvolvimento - têm mais restrições para financiar os déficits orçamentários. Nesse caso, o estoque de moeda é determinado exclusivamente pela demanda por moeda, e se for constante, qualquer tentativa do governo de financiar via Banco Central gera simplesmente um aumento da base monetária por meio de perda de reservas externas. Em síntese, enquanto as reservas estiverem disponíveis, a nação poderá evitar a inflação. A taxa de câmbio permanece fixa no nível escolhido a um dado nível de preços externos. Com a paridade de poder de compra, os preços internos permanecem estáveis. Persistindo o déficit fiscal, haverá o esgotamento das reservas externas, que acabará levando a mais pressão sobre a demanda por moeda internacional. Isso inevitavelmente implicará o colapso do sistema de câmbio fixo ou crise de balanço de pagamentos.

Nessa circunstância, a forma de financiar o déficit seria emitindo moeda. Isto significa que num sistema de taxa de câmbio flutuante o déficit público causa inflação; portanto, há um elo definido entre o tamanho do déficit e a taxa de inflação, ou seja, cada déficit gera uma certa taxa de inflação. Em outras palavras, os déficits orçamentários estão sendo financiados por meio de imposto inflacionário sobre os saldos monetários reais.

As condições de tomar emprestado de residentes privados permitiriam ao País sustentar o déficit sem perdas de reserva ou aumento do estoque de moeda, pelo menos no curto prazo.

3 O déficit público é sustentável se  $\Delta B_t = B_{t+1} - B_t \sim I(0)$ . Ver Bohn (1991) ou Issler e Lima (2000).

Entretanto, esse tipo de financiamento implica aumento da dívida pública que, no longo prazo, pode ser mais inflacionário do que o financiamento por emissão de moeda. Tal fato está diretamente associado à abordagem conhecida por desagradável aritmética monetarista.

A equação 2.3 relaciona, de forma mais específica, três conceitos de medição das necessidades de financiamento do setor público (NFSP): o conceito primário, o operacional e o nominal. O resultado primário associa as ações correntes do setor público com a sua trajetória de endividamento líquido, e é medido pela diferença entre as receitas fiscais totais (exceto ganhos de aplicações financeiras) e os gastos totais (exceto as despesas com juros nominais).

Neste sentido, essa medida avalia a sustentabilidade da política fiscal, relacionando a dívida atual consolidada com a capacidade do governo de honrá-la no longo prazo. Formalmente, o déficit primário pode ser expresso da seguinte forma:<sup>4</sup>

$$DP_t = G_t - T_t \quad (2.4)$$

onde  $(DP_t)$  é o déficit primário,  $(G_t)$  e  $(T_t)$ , como definidos previamente, são os gastos e receitas totais do governo, respectivamente.

O segundo conceito é o de déficit operacional, que equivale ao déficit primário mais a incorporação de juros reais pagos pelo setor governamental sobre a dívida pública.<sup>5</sup> Por fim, tem-se o conceito de déficit nominal, que é o mais abrangente das medidas constantes na conta de necessidade de financiamento do setor público. Esse conceito adiciona ao déficit operacional os encargos derivados da correção monetária e cambial da dívida pública, e pode ser expresso por:

$$DN_t = G_t + (i_{t-1} + cm_{t-1})B_{t-1} - T_t \quad (2.5)$$

onde  $(DN_t)$  é o déficit nominal no período  $t$ ,  $(cm_{t-1})$  é a correção monetária e cambial, e  $(i_{t-1})$  é a taxa nominal de juros.

4 Rückert (1992) faz uma revisão teórica das abordagens alternativas de déficit públicos e procura analisar a adequação dos diversos conceitos para a realidade brasileira ao longo dos anos 80.

5 Em 2.4, teríamos que  $G^* = G_t + rB_t$ , onde  $B_t$  é o total da dívida no período  $t$  e  $r$  é a taxa de juro real.

Os estudos empíricos têm constatado, embora de forma não tão robusta, a presença de causalidade entre o déficit públicos e a inflação. Nesse sentido, Cardoso (1998) investigou a relação da dívida interna e externa do setor público com o Produto Interno Bruto brasileiro. A autora constatou que quando essa relação representava apenas 4% do PIB em 1964, as taxas de inflação eram mantidas relativamente baixas. Aproximadamente 20 anos mais tarde, a relação dívida/PIB, agravada pelas correções monetárias e cambiais e pela elevação da taxa de juros real, cresceu para cerca de 50%. Paralelamente, as taxas inflacionárias assumiram proporções sem precedentes na história da economia brasileira.<sup>6</sup>

De acordo com Goldfajn (1998), os gastos do governo e a taxa de inflação para economia brasileira apresentam uma correlação positiva, quando a variação do nível de preços era pequena, e correlação negativa para os períodos hiperinflacionários. A conclusão do autor é que, para níveis baixos e médios de inflação, os gastos do governo criam pressões adicionais nos preços. Por outro lado, quando a taxa de inflação se torna muito alta, os choques na inflação tendem a reduzir os gastos do governo. Isso provavelmente se devia ao fato de os salários e os pagamentos do setor público não serem perfeitamente indexados aos índices de preços.

Com a finalidade de avaliar a endogeneidade da senhoriagem e a sustentabilidade da dívida pública brasileira ao longo do tempo, Issler e Lima (2000), usando dados das contas nacionais no período de 1947 e 1992, mostraram que o déficit público somente seria sustentável com a adição da senhoriagem na receita do governo.<sup>7</sup> O estudo também obteve evidências de exogeneidade dos gastos do governo, com a presença de causalidade, no sentido de Granger, entre gastos e impostos.<sup>8</sup>

A medida de déficit ou da dívida pública como porcentual do produto doméstico pode ser vista como um indicador de sustentabilidade de longo prazo da política do governo. O orçamento do setor público, bem como qualquer outro de agente econômico privado, enfrenta o problema de restrição de recursos. Considerando um horizonte intertemporal, o valor presente de todos os gastos atuais e futuros, descontados por um determinado fator, deve ser

---

6 Ver também Giambiagi e Além (1999).

7 Os autores realizaram testes de raiz unitária e de co-integração para a série do déficit público como porcentual do PIB e concluíram que essa variável era  $I(0)$ , ou seja, estacionária para o período considerado.

8 Para uma análise da relação entre o déficit público e a inflação nos anos 80, ver Pereira e Giambiagi (1990).



menor ou igual ao valor presente do fluxo de receitas arrecadadas ao longo do tempo.<sup>9</sup> Em síntese, isto significa que se o crescimento econômico for inferior à taxa de juros real, *ceteris paribus*, a relação dívida/PIB se tornará crescente, inviabilizando o seu pagamento no futuro.<sup>10</sup> Nesse sentido, o estudo de Baffes e Shah (1993), investigando a causalidade entre impostos e gastos nas economias argentina, mexicana e brasileira, constataram que, nas duas primeiras, os déficits eram estacionários e a causalidade fluía em ambas as direções, enquanto na última os déficits fiscais não se mostraram estacionários.

Por último, Blejer e Cheasty (1999) salientam que a análise precisa dos conceitos de déficit/superávit primário e nominal tende a ser uma tarefa bastante complexa. A existência de fatores temporários, tais como as receitas de privatizações, de concessões ou até de impostos provisórios, pode estar maquiando os resultados fiscais do setor público. Este fato tende a ofuscar a real possibilidade de solvência do governo no longo prazo, minando, portanto, a sua credibilidade, além de não ser possível identificar se a presença de um déficit fiscal está contribuindo para gerar mais inflação futura.

### 3 Modelo econométrico de causalidade

A abordagem teórica mostra que tende a existir uma relação entre déficit público e taxa de inflação, principalmente em economia em fase de desenvolvimento. Tal fato está fortemente ligado à falta de financiamento adequado, seja por deficiência de mercado de capitais, limitações de recursos externos ou por taxas de crescimento do produto inferiores à taxa de juros real, tornando a dívida pública insustentável no longo prazo. Deste modo, procura-se verificar, neste estudo, a existência de uma relação de causalidade entre o déficit público nas suas definições (nominal e primário) e a taxa de inflação.

No final dos anos 60, Granger (1969) propôs um método que pode ser utilizado para verificar a relação causal entre as variáveis. Esses testes foram aplicados inicialmente na economia americana, com uma pequena reformulação dada por Sims (1972), e cujo objetivo era analisar a direção da causalidade entre a quantidade de moeda e o nível de renda nominal.

---

9 Para mais detalhes sobre esse tópico e a discussão da equivalência ricardiana, ver Barro (1976), Romer (1996), Sachs e Larrain (2000) e Walsh (1998).

10 Bohn (1991) analisou o comportamento dos déficits orçamentários do governo norte-americano numa perspectiva histórica, i.e, de 1792 a 1988. A principal conclusão do autor foi de que cerca da metade a dois terços dos déficits foram devidos à redução dos impostos e o restante devia-se ao aumento dos gastos do governo.

Posteriormente, muitos outros trabalhos foram efetuados, utilizando esta metodologia, nas mais variadas economias, inclusive a brasileira.<sup>11</sup>

O modelo desenvolvido por Granger propõe definições testáveis de causalidade e realimentação entre as variáveis, as quais, por sua vez, devem ser estacionárias e estocásticas. Dadas duas variáveis ( $X_t$ ) e ( $Y_t$ ), e definindo ( $A_t$ ) como um processo com média zero e variância uniforme, e  $P_t(A/I)$  como um previsor ótimo não viesado e de mínimos quadrados de  $A_t$ , restrito ao universo de informações, o erro de previsão da série é dado por:

$$\varepsilon_t(A/I) = A_t - P_t(A/I) \quad (3.1)$$

com variância  $\sigma^2(A/I)$ , isto é,  $(\sigma^2)$  é a variância condicionada.

A causalidade ocorre de ( $Y_t$ ) para ( $X_t$ ), ou seja, ( $Y_t$ ) causa ( $X_t$ ) se  $\sigma^2(Y_t/I)$  for menor do que  $\sigma^2(X_t/I - Y_t)$ . isto é, ( $Y_t$ ) causará ( $X_t$ ) se a inclusão de ( $Y_t$ ) no universo de informações ( $I$ ) melhorar a previsão de ( $X_t$ ). Em outras palavras, isto significa dizer que os valores passados de ( $Y_t$ ) são úteis na predição de ( $X_t$ ), ou vice-versa.

Haverá realimentação entre ( $X_t$ ) e ( $Y_t$ ) se  $\sigma^2(X_t/I)$  for menor do que  $\sigma^2(X_t/I - Y_t)$  e  $\sigma^2(Y_t/I)$  menor do que  $\sigma^2(Y_t/I - X_t)$ , ou seja, se a inclusão das variáveis ( $Y_t$ ) e ( $X_t$ ) no universo de informações ( $I$ ) tornar simultaneamente uma variância condicionada menor.

Designando o universo de informações ( $I$ ) às séries ( $X_t$ ) e ( $Y_t$ ) como um processo estacionário e estocástico, o teste de causalidade de Granger é, então, dado pelas seguintes projeções lineares de ( $x_t$ ), em ( $X_{t-j}$ ), e de ( $y_t$ ), em ( $Y_{t-j}$ ):

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \quad (3.3)$$

11 Ver, por exemplo, Triches (1990 e 1991), Baffes e Shah (1994) e Divino (2000).

onde  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = E(\eta_t \eta_s) = 0$  para  $s \neq t$  e  $E(\varepsilon_t \eta_s) = 0$  para todo  $t$  e  $s$ , com  $m$  podendo assumir valores infinitos. Empregando o método de mínimos quadrados ordinários (OLS) para estimar as equações (3.2) e (3.3), pode ser visto que:  $(Y_t)$  causa  $(X_t)$ , ou  $(X_t) = F(Y_t)$  se os  $b_j$  em seu conjunto forem diferente de zero. Por outro lado,  $(X_t)$  causa  $(Y_t)$  ou  $(Y_t) = F(X_t)$  se os  $c_j$  também forem diferentes de zero no seu conjunto. Por fim,  $(Y_t)$  causa  $(X_t)$  e  $(X_t)$  causa  $(Y_t)$ , isto é, haverá uma causalidade que flui bidirecionalmente, ou uma realimentação entre as variáveis, quando os  $b_j$  ou  $c_j$  em seu conjunto forem diferentes de zero.

A partir da metodologia de Granger (1969), Sims (1972) desenvolveu o seu próprio método para testar a causalidade entre as variáveis, que foram popularizadas na literatura econômica como o teste de causalidade ou “Teste de Causalidade de Sims”<sup>12</sup>

No presente trabalho, várias razões fizeram com que fosse escolhido o teste direto de causalidade inicialmente desenvolvido por Granger. Os estudos empíricos têm demonstrado que a metodologia adotada por Sims chega a conclusões bastante polêmicas, pois o teste é extremamente sensível tanto à presença de correlação serial como à mudança dos procedimentos usados para tornar as séries estatísticas livres de autocorrelação residual, ou seja, ruídos brancos.<sup>13</sup>

#### 4 Análise dos resultados empíricos

Os testes de causalidade são feitos tomando como base o comportamento das séries dos dois conceitos de déficit público definidos na seção 2, ou seja, déficit primário e déficit nominal e a taxa de inflação medida pelo (IGP-DI).<sup>14</sup> As variáveis são caracterizadas por processos estacionários estocásticos.

As informações estatísticas das variáveis têm periodicidade mensal e cobrem o período de janeiro 1991 a março de 1999. O Gráfico 4.1 mostra o comportamento do déficit público nominal e primário. Percebe-se claramente a possibilidade de uma quebra estrutural, ou seja,

---

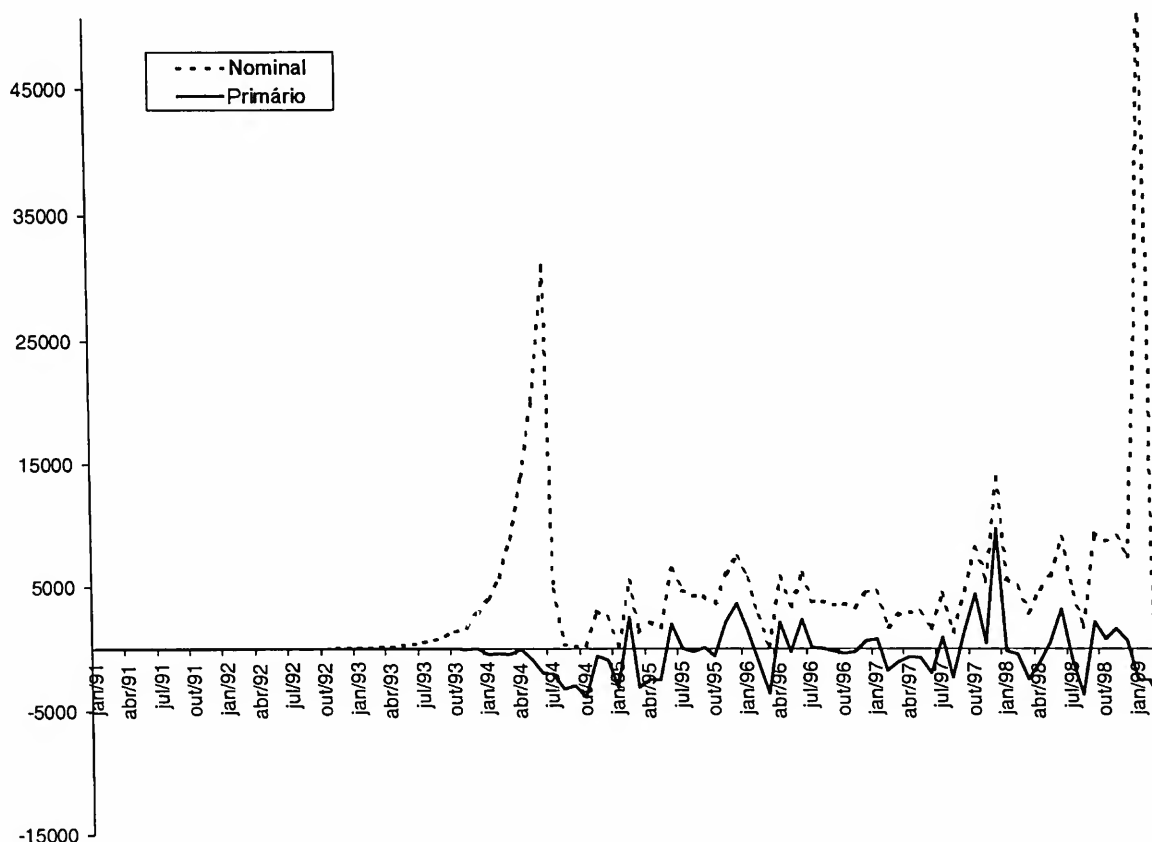
12 Sims (1972) foi um dos primeiros autores a usar o teste de causalidade para estudar o comportamento das variáveis moeda (meios de pagamentos e base monetária) e renda (Produto Nacional Bruto) nos EUA, no período de 1947 a 1969. Ele conclui que a moeda é exógena em relação à renda, o que é amplamente suportado pela teoria monetária tradicional.

13 Uma síntese dos trabalhos empíricos para economia brasileira pode ser vista em Triches (1990 e 1991).

14 A necessidade de financiamento do setor público conceito operacional foi excluída por apresentar problemas relacionados ao tratamento estatístico da série.

uma mudança de regime na economia brasileira em 1994. Mais precisamente, esta quebra ocorre entre os meses de maio e setembro de 1994, que coincide com o período de implementação do Plano Real, e que também é coerente com os resultados apresentados por Issler e Lima (2000). A quebra estrutural torna-se mais nítida a partir da observação do comportamento da taxa de inflação, mostrada no Gráfico 4.2.

**Gráfico 4.1**  
**Déficit Público Nominal e Primário - Janeiro 1991-Março 1999**



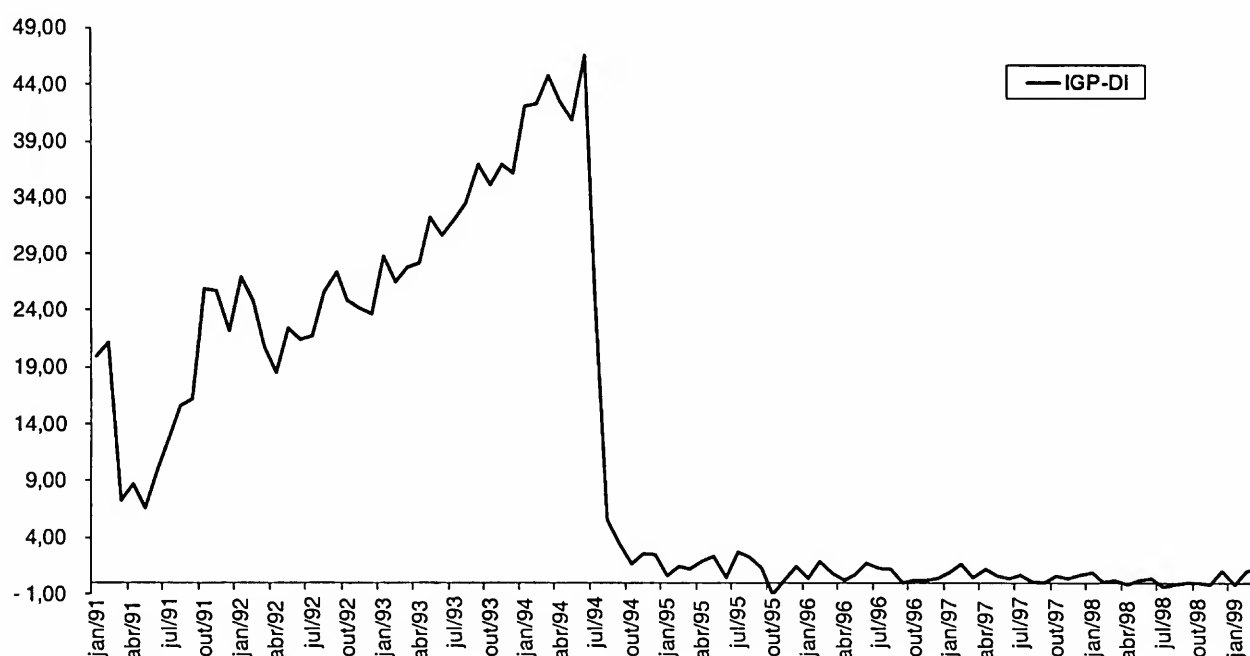
Fonte: Banco Central do Brasil.

Nota: Os valores positivos das séries significam déficit e negativos superávit.

Levando em conta o período como um todo, nota-se uma forte evidência de que a taxa de inflação não se caracteriza como estacionária, ao passo que as definições de déficit primário e nominal tendem a apresentar tal propriedade. Os problemas em considerar o período com a mudança estrutural são vários. Primeiro, a troca de regime tende a implicar mudança das expectativas por parte dos agentes econômicos. Segundo, a presença de raiz unitária de uma das variáveis e a estacionariedade nas demais impossibilita testar a causalidade entre elas.

Deste modo, as séries estatísticas são divididas em dois subperíodos. Isso permite que sejam efetuados os testes de causalidade, de raiz unitária e a formulação de uma equação final. Outra característica importante a ressaltar no Gráfico 4.1 diz respeito ao pico apresentado pela série “Necessidade de Financiamento do Setor Público Conceito Nominal” no início de 1999. Tal fato pode ser atribuído à mudança ocorrida no regime cambial, quando passou de um sistema com taxa de câmbio administrada entre margens de flutuações para um regime de taxa de câmbio flutuante. Essa alteração provocou uma forte desvalorização da moeda nacional *vis-à-vis* as principais moedas internacionais. A consequência imediata foi refletida pela elevação momentânea do déficit nominal, que capta a correção da dívida pública brasileira atrelada à taxa de câmbio.

**Gráfico 4.2**  
**IGP-DI - Janeiro 1991 - Março 1999**



Fonte: Fundação Getúlio Vargas.

Os resultados do teste de raiz unitária das séries, no período de janeiro 1991 a março 1999, estão apresentados na Tabela 4.1. Como era de certa forma esperado, a inflação tem raiz unitária. Todavia, a primeira diferença dessa série estatística se caracteriza por revelar um comportamento estacionário. Quanto às demais variáveis, i.e., déficit primário e déficit nominal, o teste confirma a existência de estacionariedade.

Procedeu-se em seguida à eliminação do período que incorpora a mudança de regime. Assim, novo teste foi feito para as três séries com dados de agosto de 1994 a março de 1999, como mostra a Tabela 4.2. O resultado revela que a ordem de integração é igual a zero, ou seja, todas passaram a ser estacionárias. Portanto, tornou-se desnecessário estimar um mecanismo de correção e erro ou tirar a primeira diferença das séries. As informações de longo e curto prazo poderiam ser obtidas, neste caso, por meio da formulação de um modelo com defasagens. Na realidade, o mecanismo de correção e erro utilizado no teste de causalidade proposto por Engel e Granger (1987) equivale a um vetor de cointegração defasado em um período. Este, por sua vez, é derivado de uma combinação linear entre duas ou mais séries estacionárias.<sup>15</sup>

**Tabela 4.1**  
**Teste de Raiz Unitária para os Conceitos de Déficit Público e**  
**Taxa de Inflação no Período de Janeiro 1991 a Março 1999**

Variável	Dickey-Fulle (DF)			Dickey-Fuller aumentado (ADF)			I(.)
	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	
Déficit primário	-7.65**	-7.70**	-7.66*	-3.20(4)**	-3.28(4)*	-4.47(3)**	I(0)
Déficit nominal	-5.19**	-6.22**	-6.71**	-2.26(2)*	-3.07(4)*	-4.04(4)*	I(0)
Inflação	-0.972	-1.131	-2.38	-1.21	-1.56(4)	-3.01(4)	I(1)
$\Delta$ Inflação	-7.61**	-7.57**	-7.55**	-4.17(4)**	-4.16(4)**	-4.16(4)**	I(0)

Nota: I(.) refere-se à ordem de integração da série. Os valores são a estatística t para DF e ADF. Entre parênteses encontra-se o número de defasagem utilizado e  $\Delta$  significa a primeira diferença.

\* Significância a 5%.

\*\* Significância a 1%.

Após ter sido identificada a estacionariedade das séries, foi realizado o teste para verificar a direção da causalidade entre as variáveis, taxa de inflação e os dois conceitos de déficit público. Antes, porém, determinou-se número apropriado de defasagem de cada variável. Para isso, foi analisada a autocorrelação das séries, que é verificada por meio da estatística *F*. Observou-se que as séries inflação e déficit nominal apresentam autocorrelação até a quarta

15 Mais detalhes sobre esse tema podem ser vistos em Ericsson (1983) e Johansen e Juselius (1990).

defasagem. Isto significa que não é possível rejeitar a hipótese de que os quatro coeficientes da equação, em conjunto, sejam iguais a zero. Já o déficit primário não é autocorrelacionado. Os testes de causalidade realizados, portanto, consideram quatro defasagens para cada variável. As informações derivadas desse tratamento econométrico podem ser observadas na Tabela 4.3.

Assim, o teste da estatística  $F$  indica -  $b_j$  na equação 3.2 e  $c_j$  na equação 3.3, em conjunto - que a inflação é causada tanto pelo déficit nominal quanto pelo déficit público primário, enquanto a hipótese da relação de causalidade correndo no sentido contrário é rejeitada. Em outras palavras, a causalidade flui unilateralmente dos déficits conceito primário e nominal para a taxa de inflação. O que também significa dizer que as variações dos conceitos dos déficit públicos precede, no tempo, as variações da taxa de inflação.

**Tabela 4.2**  
**Teste de Raiz Unitária para os Conceitos de Déficit Público e**  
**Taxa de Inflação no Período de Agosto 1994 a Março 1999**

Variável	Dickey-Fuller (DF)			Dickey-Fuller aumentado (ADF)			I(.)
	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	
Déficit primário	-6.26**	-6.20**	-6.11**	-2.91(4)**	-3.81(3)**	-3.67(3)*	I(0)
Déficit Nominal	-4.23**	-5.66**	-5.98**	-3.61(1)**	-5.49(1)**	-6.27(1)**	I(0)
Inflação	-3.87**	-5.45**	-6.41**	-2.58(4)*	-3.33(4)*	-4.30(4)**	I(0)

Nota: I(.) refere-se à ordem de integração da série. Os valores são a estatística t para DF e ADF. Entre parênteses encontra-se o número de defasagem utilizado.

\* Significância a 5%.

\*\* Significância a 1%.

Este resultado tende a ser coerente com a abordagem teórica desenvolvida na seção 2, ou seja, que os déficits orçamentários estariam sendo financiados por meio do imposto inflacionário e, portanto, cada déficit geraria uma parcela da taxa de inflação (ver Sachs e Larrain, 2000, p. 351). Para a economia brasileira, contudo, tal conclusão parece estar muito mais diretamente associada ao período antes do Plano Real, em que se registravam altas taxas inflacionárias. Claramente, o que se observa no pós-Real é a substituição da fonte de financiamento do déficit público da economia brasileira, passando do imposto inflacionário para o endividamento público com o custo de uma elevadíssima taxa de juros real.

Vale salientar ainda que altos níveis de taxa de juros real foram necessários para dar sustentação a uma certa rigidez do regime cambial adotado no Plano Real até o início de 1999. Como consequência disso, uma grande soma das reservas externas foi transformada em endividamento público. De forma quantitativa, as reservas sofreram uma redução de quase 50% em apenas três anos, passando cerca US\$ 60,0 bilhões em 1996 para aproximadamente US\$ 36,0 bilhões em 1999. Essa queda não foi maior porque o governo decidiu mudar o regime de taxa de câmbio para flexível.

**Tabela 4.3**  
**Teste de Causalidade entre Déficit Público e Taxa de Inflação no**  
**Período de Agosto 1994 a Março 1999**

Regressões		DP causa $\pi$	$\pi$ causa DP	DN causa $\pi$	$\pi$ causa DN
Defas/Estatística					
Const		0.3817 (2.459)	598.70 (1.116)	0.79208 (2.615)	3684.7 (1.098)
D	1	0.24638 (1.797)	0.062747 (0.407)	0.2046 (1.516)	0.078773 (0.504)
E	2	-0.0379 (-0.268)	0.1033 (0.664)	-0.048564 (-0.364)	-0.3864 (-2.426)
P	-3	0.16283 (1.138)	-0.14392 (-0.924)	0.19605 (1.479)	0.45816 (0.990)
	-4	0.021985 (0.182)	-0.15548 (-1.050)	0.025883 (0.221)	0.61416 (1.390)
I	1	3.3602e-007 (0.008)	-963.29 (-2.032)	2.691e-005 (1.909)	885.19 (0.592)
N	-2	-3.952e-006 (-0.088)	28.079 (0.057)	1.534e-005 (1.068)	-1311.7 (-0.886)
D	-3	1.0581e-005 (0.235)	-222.58 (-0.450)	-8.741e-006 (-0.209)	-1511.8 (-1.029)
P	-4	-0.0001338 (-3.125)	211.93 (0.507)	-0.000139 (-3.505)	195.63 (0.150)
R <sup>2</sup>		0.35263	0.151662	0.4052	0.220862
SER		0.6841	2364.53	0.65574	7267.46
DW		1.89	1.96	1.94	1.92
F		2.9278 (0.0106)	0.96092 (0.4786)	3.6617 (0.0025)	1.5236 (0.177)

Nota: Os valores entre parêntese referem-se à estatística "t"- prob. SER define o desvio padrão da regressão, DW, a estatística Durbin-Watson e F refere-se à estatística F, que testa os coeficientes da variável independente em conjunto. A variável DP representa o conceito de déficit público primário, DN, o conceito de déficit nominal e  $\pi$  é a taxa de inflação medida pelo IGP-DI. Os números com sinal menos na primeira coluna mostram as defasagens das variáveis dependente e independente.



Assim sendo, a ligação entre déficit público e a taxa de variação dos preços pós-Real tende a estar associada à elevação da taxa de juros real exigida pelo aumento do prêmio de risco sobre o crescimento do endividamento público. Esse fato compromete seriamente a credibilidade do governo brasileiro em honrar seus compromissos futuros, a menos que recorra novamente ao imposto inflacionário.

Outro problema em relação à persistência do aumento das despesas do governo acima da carga tributária e, portanto, na elevação da taxa de juros real diz respeito à apropriação da poupança privada da economia por parte do governo. Esse fato acaba levando ao efeito deslocamento do setor produtivo privado por meio da redução de investimentos, o que implica menores níveis das atividades.

Por último, a análise dos resultados dos testes de causalidade poderia permitir a inferência sobre a definição das variáveis endógenas e exógenas ou a característica da relação funcional entre elas. Em última instância, isso tornaria possível a construção de um modelo que procurasse também explicar o comportamento da taxa de inflação com base na evolução dos déficits públicos nominal e primário.

## 5 Conclusão

Os testes de causalidade entre os conceitos de déficit público (primário e nominal) e a taxa de inflação foram realizados com objetivo de obter novas evidências sobre o papel do déficit público em gerar inflação. Na literatura teórica há um consenso relativamente consolidado sobre este fato. Já os estudos empíricos têm se concentrado, em grande parte, nos aspectos conceituais e metodológicos da necessidade de financiamento do setor público e nas políticas de controle de gastos governamentais.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicaram que as variáveis do déficit público são caracterizadas por um processo estacionário durante o período selecionado, isto é, de janeiro de 1991 e março de 1999. Já a taxa de inflação somente tem a ordem de integração igual a zero ou é estacionária no período pós-Plano Real.

No concernente à aplicação dos testes de causalidade para a economia brasileira no período de agosto de 1994 a março de 1999, pode-se concluir que a relação causal no sentido de Granger corre dos conceitos de déficit público nominal e primário para a taxa de inflação. Esse resultado tende a ser suportado pela teoria macroeconômica do setor governamental. Contudo, para a economia brasileira, o elo de ligação entre o déficit público e a taxa de

variação dos preços, no período pós-Real, parece estar associada à elevação da taxa de juros real exigida pelo aumento do prêmio de risco sobre o crescente endividamento público.

## Referências bibliográficas

- Alves, S. R. O desafio do déficit público. *Revista de Economia Política*, São Paulo, Centro de Economia Política, v. 8, n. 2, p. 139-145, abr/jun. 1988.
- Baffes, J., Shah, A. Causality and co-movement between taxes and expenditures: historical evidence from Argentina, Brazil, and Mexico. *Journal of Development Economics*, Elsevier Science B.V., v. 44, p. 311-331, 1994
- Barro, R. J. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, Chicago: The University of Chicago Press, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, 1976.
- Blejer, M. I.; Cheasty, A. *Como medir o déficit público*. Questões analíticas e metodológicas. Publicação da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda, Brasília DF., 1999.
- Bohn, H. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for US. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam: North-Holland, v. 27, n. 3, p. 331-335, Jun. 1991
- Cardoso, E. Déficit, dívida pública e inflação. *Revista de Economia Política*, São Paulo: Centro de Economia Política, v. 8, n. 2, p. 5-20, abr/jun. 1998
- Divino, J. A. C. A. Agregação monetária ponderada: uma análise de causalidade. *Economia Aplicada*, São Paulo: FIPE/FEA/USP, v. 4, n. 4, p. 723-742, out/dez. 2000.
- Engle, R. E.; Granger, C. W. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987
- Ericsson, N. R. Asymptotic properties of instrumental variables statistics for testing non-nested hypotheses. *The Review of Economic Studies*, London: University College London, v. 50, p. 287-304, 1983.
- Giambiagi, F., Além, A. C. *Finanças públicas*. Teoria e prática no Brasil. Editora Campus, 1999.
- Goldfajn, I. Public debt indexation and denomination: the case of Brazil. *IMF Working Paper*, WP/98/18, 1998.

- Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, v. 40, n. 2, p. 361-438, July 1969.
- Issler, J. V., Lima, L. R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics*, Elsevier Science B.V., v. 62, p. 131-147, 2000.
- Johansen, S. C., Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford: Oxford University, v. 52, p. 169-211, 1990.
- Pereira, P. V., Giambiagi, F. Déficit público e inflação: o caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro: IPEA, v. 20, n. 1, 1990.
- Ramalho, V. R. O déficit público em percentagem do PIB como indicador enganoso em política de estabilização. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, v. 40, n. 2, p. 169-176, abr/jun. 1986.
- \_\_\_\_\_. O déficit público ajustado da inflação e a alegação de consistência. *Estudos Econômicos*, São Paulo: IPE/USP, v. 28, n. 4, p. 649-664, out./dez. 1998.
- Romer, D. *Advanced macroeconomics*. New York: McGraw-Hill Companies, 1996. 540p.
- Rückert, I. W. J. *Déficit público brasileiro nos anos 80: adequação da utilização dos conceitos*. 1992. 177p. Dissertação (Mestrado em Economia), Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre RS.
- Sachs, J. D., Larrain, F. B. *Macroeconomia*. São Paulo: Makron Books do Brasil, 2000. 904 p.
- Triches, D. *Demanda por moeda no Brasil e a causalidade entre as variáveis monetárias e a taxa de inflação: 1972 a 1987* 1990. 120p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre RS. (Publicada pelo BNDES em 1992).
- \_\_\_\_\_. Os agregados monetários, nível de renda nominal, taxa de inflação: uma análise da causalidade no Brasil, 1972 a 1987. *Análise Econômica*, Porto Alegre RS.. IEPE/UFRGS, v. 9, n. 15, p. 79-95, março 1991.
- Walsh, Carl. E. *Monetary theory and policy*. Cambridge: The MIT Press, 1998. 528p.



# Ondaletas e previsão de séries de tempo: uma análise empírica\*

Guilherme V. Homsy<sup>§</sup>  
Marcelo S. Portugal<sup>□</sup>  
Jorge P. Araújo<sup>†</sup>

## RESUMO

O presente artigo compara, sob a forma de estudo de casos, previsões relativas a três diferentes métodos de modelagem de séries de tempo. Utiliza-se uma aplicação da metodologia ARIMA, tanto da forma tradicional quanto amparada por dois procedimentos auxiliares baseados em Análise de Ondaletas (*Wavelets*). Este estudo de caso baseia-se na aplicação destes métodos alternativos a três séries de tempo. O primeiro procedimento auxiliar utilizando ondaletas consiste em fracionar cada uma das séries em duas subséries, aplicando a análise tradicional de maneira separada para posterior fusão das previsões. O segundo procedimento auxiliar consiste no emprego da análise tradicional mediante alisamento prévio das séries.

**Palavras chave:** ondaletas, previsão, séries de tempo.

## ABSTRACT

This paper presents three case studies in time series forecasting. We try to compare the use of traditional ARIMA models with an alternative method that combines of ARIMA and Wavelets models. Two different approaches are applied. In the first one, Wavelets are used to fraction the original time series, so that ARIMA forecasting is performed on the fractioned series. The fractioned forecasting is then jointed to obtain the original series forecasting. The second alternative method consist in using Wavelets to smooth the original series before using traditional ARIMA forecasting.

**Key words:** wavelets, forecasting, time series.

**JEL classification:** C53

---

\* Os autores agradecem os comentários de Silvia Lopes e de outros participantes do XXII Encontro Brasileiro de Econometria. Agradecem também aos bolsistas de iniciação científica Patrícia U. Palermo (CNPq), Amanda Pimenta Carlos (CNPq) e Gustavo Russomano (FAPERGS).

§ Doutorando em Economia na UFRGS e bolsista do CNPq.

□ Professor do Programa de Pós-Graduação da UFRGS e Pesquisador do CNPq.

† Professor do Programa de Pós-Graduação da UFRGS.

Recebido em dezembro de 2001. Aceito em janeiro de 2003.

## 1 Introdução

A Análise de Ondaletas tem se mostrado, a partir de meados dos anos 80, uma ferramenta de bastante utilidade em vários campos do conhecimento como física, matemática e engenharia. Na década de 1990, em economia, mais precisamente em Econometria, pode-se ressaltar sua utilização como procedimento auxiliar para ajuste e previsão de séries de tempo.

No sentido em questão, pode-se ressaltar duas contribuições:

- i) Donoho e Johnstone (1994, 1995, 1998), Donoho *et al.* (1995, 1997) e Johnstone e Silverman (1997) propõem um procedimento para se obter, a partir de séries **originais** de tempo, séries **alisadas** (*denoised*), que são possíveis pontos de partida para a aplicação de metodologias de previsão;
- ii) Ariño (1995) propõe um procedimento alternativo (*AV*) à modelagem de uma dada série de tempo  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  por meio de uma metodologia principal (como, por exemplo, ARIMA), que consiste em utilizar a Análise de Ondaletas para fracionar a série original em duas subséries, sendo uma relativa às “altas” frequências e a outra às “baixas” frequências. Posteriormente, aplica-se uma determinada metodologia para se proceder à modelagem, de forma separada, em cada uma dessas subséries, tendo como base melhor detectabilidade do comportamento periódico da série em questão.

O presente artigo tem como objetivo aplicar, de forma isolada, cada um dos procedimentos em questão com relação à metodologia ARIMA e comparar, ainda que de maneira desprovida de poder estatístico, as previsões obtidas com as relativas à aplicação “tradicional” da mesma para três séries de tempo.

## 2 Ondaletas

### 2.1 Definição

Ondaletas podem ser consideradas, com relação ao presente estudo, como sendo funções da forma  $\omega_{j,k}(t)$ , onde  $t$  designa o tempo, geradas a partir de translações e dilatações de uma única função  $\omega(t)$ , que permitem a representação dos elementos de determinados subespaços do conjunto das funções ( $F$ ), tanto no domínio do tempo quanto no da frequência.

## 2.2 Histórico

A possibilidade de representar (ou codificar) funções por meio de coeficientes relacionados a determinados sistemas de funções sempre despertou profundo interesse, devendo-se a ela inúmeras aplicações nas mais variadas áreas do conhecimento.

Em 1807, Fourier afirmou que qualquer função  $f(t)$  definida no intervalo  $[-\pi, \pi]$  poderia ser expressa por meio de uma série trigonométrica da forma  $f(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{+\infty} \{a_n \cdot \cos(nt) + b_n \cdot \text{sen}(nt)\}$ . Combinando-se tal afirmação com as noções atuais de função, integral e convergência, conclui-se que o conjunto de funções  $\{\text{sen}(nt), \cos(nt)\}_{n \in \mathbb{N}}^1$  constituiria um **conjunto gerador** das funções definidas no intervalo  $[-\pi, \pi]$ . Este conjunto, munido do produto interno

$$\langle u, v \rangle = \int_{-\pi}^{\pi} u(t) \cdot \overline{v(t)} dt,$$

formaria uma base ortogonal para tais funções, sendo os coeficientes associados a uma determinada função dados por:

$$a_0 = \frac{\langle f(t), 1 \rangle}{\langle 1, 1 \rangle} = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f(t) dt, \quad a_n = \frac{\langle f(t), \cos(nt) \rangle}{\langle \cos(nt), \cos(nt) \rangle} = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f(t) \cos(nt) dt$$

$$b_n = \frac{\langle f(t), \text{sen}(nt) \rangle}{\langle \text{sen}(nt), \text{sen}(nt) \rangle} = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f(t) \text{sen}(nt) dt$$

Considerando-se a relação de Euler, poder-se-ia reescrever tal representação de acordo com a forma,

$$f(t) = \sum_{n=0}^{+\infty} c_n \cdot e^{int}$$

---

1 Para o presente artigo,  $\mathbb{N}$  representa o conjunto dos números naturais,  $\mathbb{Z}$  o conjunto dos números inteiros,  $\mathbb{R}$  o conjunto dos números reais,  $\mathbb{N}^+$  (ou  $\mathbb{Z}^+$ ) o conjunto dos números naturais positivos e  $\mathbb{R}^+$  o conjunto dos números reais positivos.

onde:

$$c_n = \frac{1}{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} f(t) e^{-int} dt, \quad n \in N$$

Ademais, outra representação poderia ser obtida:

$$f(t) = \sum_{n=0}^{+\infty} c_n \cdot \psi_n(t) \quad (2.1)$$

onde:

$$\psi(t) = e^{it} \quad (2.2)$$

e

$$\psi_n(t) = \psi(nt) \quad (2.3)$$

Note-se que o sistema de equações (2.1) a (2.3) sugere a possibilidade de escrever qualquer função  $f(t)$  definida em  $[-\pi, \pi]$  como sendo uma soma infinita de funções com diferentes períodos (e, conseqüentemente, frequências), geradas por meio de compressões da função  $\psi(t)$ .

Contudo, em 1873, Paul Du Bois-Reymont apresentou uma função contínua e periódica de período  $2\pi$  cuja série de Fourier, como passaram a ser chamadas as séries acima, divergia num determinado ponto. Posteriormente, outros exemplos surgiram, como o de Fejér, em 1910, de uma função contínua cuja série de Fourier divergia em todos os pontos. Ademais, os coeficientes obtidos de acordo com a base em questão, apesar de representarem  $f(t)$  de acordo com diferentes níveis de frequências, dissociam-na de representação no próprio eixo do tempo.

Tendo em vista as limitações apresentadas pela Análise de Fourier, três direções surgiram do trabalho de Du Bois-Reymont:

- i) modificar a definição de função, de forma a encontrar uma que se adaptasse às séries de Fourier;



- ii) modificar a noção de convergência de forma a restabelecer a igualdade entre a função e a série;
- iii) descobrir outros conjuntos de funções, que não  $\cos(nt)$  e  $\sin(nt)$ , com os quais se pudesse gerar séries que convergissem para a função.

Em 1909, Haar introduziu um sistema ortonormal, gerado mediante compressões e translações de uma função tal que, dada  $f(t) \in C^0[0,1]$ ,<sup>2</sup> em relação ao produto interno,

$$\langle u, v \rangle = \int_0^1 u(t) \cdot \overline{v(t)} dt$$

a representação da mesma no sistema proposto, ou seja,

$$\langle f, h_0 \rangle \cdot h_0 + \langle f, h_1 \rangle \cdot h_1 + \dots + \langle f, h_n \rangle \cdot h_n + \dots$$

converge uniformemente para  $f(t)$ . Tal sistema, denominado **sistema de Haar**, possuía a vantagem de ser composto por funções de suporte compacto (e, portanto, capaz de localizar sinais tanto no domínio da frequência, como o sistema trigonométrico quanto no domínio do tempo). O trabalho de Haar continuou nas décadas de 20 e 30 com Schauder e Lusin.

A base de Haar tem o inconveniente de ser formada por funções descontínuas e ser inapropriada para funções de classe  $C^1$ . Schauder apresentou uma base,  $\Delta_1, \Delta_2, \dots$  de funções contínuas,<sup>3</sup> que não são de classe  $C^1$ . Dada  $f(t)$  contínua, ele mostrou que

$$f(t) = a + bt + \sum_1^{+\infty} \alpha_n \cdot \Delta_n(t)$$

e que a convergência é uniforme em  $[0,1]$ . A base de Schauder apresenta vantagens sobre a de Haar, pois se  $f(t)$  é de classe  $C^1$ , derivando a série obtém-se uma série para a derivada em termos de base de Haar, cuja convergência é uniforme.

2  $C^{\gamma}[a,b]$  é o conjunto das funções definidas em  $[a,b]$  cujas derivadas até a ordem  $\gamma$  são funções contínuas. No caso específico, está-se considerando  $f(t)$  como sendo uma função contínua.

3 Uma função é dita de classe  $C^{\gamma}$  se e somente se suas derivadas até a ordem  $\gamma$  são contínuas em seu domínio.

Posteriormente, o foco da análise em questão passou a abranger, além da determinação de bases para os espaços em estudo, metodologias de obtenção das mesmas a partir de funções ditas **originais** (como, por exemplo, a função  $h_0(t)$  de Haar). Estas bases seriam obtidas por meio de algum processo de associação, sendo que a partir disto três pontos importantes precisam ser ressaltados:

- i) Tendo-se em vista o objetivo de se representar funções tanto no domínio do tempo quanto da frequência, os processos de associação em questão deveriam considerar não apenas compressões/dilatações de funções originais, como ocorria no caso da Análise de Fourier, mas também translações das mesmas. Dessa forma, em termos de representação matemática, funções não-originais passariam a ser representadas a partir das originais por meio do uso de dois índices, e não apenas de um, como no caso da fórmula (2.1);
- ii) Tendo-se em vista o objetivo da inclusão da representação temporal, certas condições devem ser impostas acerca de uma dada função para que a mesma possa ser considerada originária de um dado sistema dentre as quais não figura, ao contrário de uma eventual impressão inicial, o caráter de suporte compacto. De qualquer forma, a mesma não pode apresentar um caráter análogo, por exemplo, ao apresentado pelas funções originais relativas à Análise de Fourier;
- iii) Como uma questão de nomenclatura, convencionou-se denominar as funções que atendessem às condições supra-referidas com o termo ondaletas.

Levando-se em conta tais considerações, Grossmann e Morlet (1984) propuseram que, dada uma função original  $\omega(t)$ , se procedesse às compressões/dilatações e translações de acordo com a forma

$$\omega_{a,b}(t) = |a|^{-\frac{1}{2}} \omega\left(\frac{t-b}{a}\right), \quad a \in \mathfrak{R}^+, b \in \mathfrak{R}$$

obtendo-se, portanto, o sistema  $\left\{ \omega_{a,b}(t) \right\}_{\substack{a \in \mathfrak{R}^+ \\ b \in \mathfrak{R}}}$ . A função original  $\omega(t)$  corresponde ao caso em que  $a=1$  e  $b=0$ .

O trabalho de Haar foi completado em Daubechies (1988), de onde resulta a Análise de Ondaletas relativa ao presente artigo. Por meio da aplicação de translações diádicas e dilatações binárias às funções originais indexadas por números naturais, constrói-se um

conjunto de bases ortonormais de suporte compacto para o  $L^2(\mathfrak{R})$  no sentido de média quadrática.

## 2.3 Considerações acerca da análise de ondaletas

### 2.3.1 Translações diádicas e dilatações binárias

O procedimento de translações diádicas e dilatações binárias utilizado no presente artigo consiste em representar tais operações aplicadas à função original  $\omega(t)$  de acordo com a forma

$$\omega_{j,k}(t) = 2^{\frac{-j}{2}} \omega(2^{-j}t - k), \quad j, k \in \mathbb{Z} \quad (2.4)$$

Cabe ressaltar que, no caso de possuir norma unitária e suporte compacto, todos os elementos do sistema formado apresentarão tal propriedade. Para um determinado elemento genérico, ter-se-á

$$\langle \omega_{j,k}(t), \omega_{j,k}(t) \rangle = \int_{-\infty}^{+\infty} |\omega_{j,k}(t)|^2 dt = \left( 2^{\frac{-j}{2}} \right)^2 \int_{-\infty}^{+\infty} |\omega(2^{-j}t - k)|^2 dt = 2^j \cdot \frac{1}{2^j} \int_{-\infty}^{+\infty} |\omega(t)|^2 dt = \langle \omega(t), \omega(t) \rangle = 1$$

de forma que, se o sistema  $\{\omega_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$  constituir a base para algum determinado subespaço de  $F$ , o mesmo será ortonormal.

É importante ressaltar que, tendo em vista a propriedade de representação em tempo-freqüência, o índice  $j$  relaciona-se às medidas dos intervalos nos quais as ondaletas concentram maior parte de sua oscilação. Tal índice é relativo ao **nível de resolução** associado às ondaletas. De acordo com (2.4), valores menores para este índice referem-se a ondaletas de alta resolução, adequadas à caracterização de fenômenos efêmeros associados à função  $f(t)$ . O oposto ocorre para valores maiores.

Serão consideradas, na seqüência de análise, funções originais que apresentem suporte compacto. No caso de o sistema em questão constituir a base para o espaço de interesse  $L^2(\mathfrak{R})$ , então, para qualquer função  $f(t)$  pertencente a tal espaço, existirá  $\{b_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$  tal que a soma

$$\sum_{j=-\infty}^{+\infty} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} b_{j,k} \omega_{j,k}(t)$$

convergirá em média quadrática para  $f(t)$ .

### 2.3.2 Classificação genealógica de sistemas de ondaletas

Dois tipos de sistemas de ondaletas serão considerados. Estes sistemas estarão em consonância com as propriedades apresentadas pelas funções  $\omega_{j,k}(t)$  e com as inter-relações destas com as funções do sistema de classificação diferente.

**Sistema I**  $\{\psi_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$

O sistema I, base ortonormal de  $L^2(\mathfrak{R})$ , é gerado a partir da aplicação de translações diádicas e dilatações binárias a uma função original  $\psi(t)$  (denominada ondaleta-mãe). Este sistema atende às seguintes condições:

$$i) \forall s \in \{0, \dots, r-1\}, \quad r \in \mathbb{N}, \quad \int_{-\infty}^{+\infty} t^s \psi(t) dt = 0;$$

$$ii) \int_{-\infty}^{+\infty} t^r \psi(t) dt < +\infty$$

Para um dado valor do índice  $j$ , costuma-se denotar como  $W_j$  o espaço gerado a partir do sistema  $\{\psi_{j,k}\}_{k \in \mathbb{Z}}$ . Partindo da suposição de que o sistema  $\{\psi_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$  constitui a base para o espaço  $L^2(\mathfrak{R})$ , conclui-se que  $\bigcup_{k \in \mathbb{Z}} W_j = L^2(\mathfrak{R})$

**Sistema II**  $\{\phi_{j,k}\}_{j,k \in Z}$

Tal sistema normal,<sup>4</sup> linearmente dependente e gerador de  $L^2(\mathfrak{R})$ , é obtido a partir da aplicação de translações diádicas e dilatações binárias a uma função original  $\phi(t)$  (denominada ondaleta-pai), que atende às seguintes condições:

$$\text{i) } \forall j, k, k' \in Z, \quad \langle \psi_{j,k}, \phi_{j',k'} \rangle = 0, \quad j' \geq j \quad (2.5)$$

do que se pode concluir que cada ondaleta referente a este sistema é ortogonal às ondaletas de nível de resolução inferior referentes ao sistema I;

$$\text{ii) } \forall k, k' \in Z, \quad \langle \phi_{j,k}, \phi_{j,k'} \rangle = 0,$$

isto é, ondaletas referentes a um dado nível de resolução  $j$  formam um conjunto ortonormal, cujo espaço gerado costuma ser denotado por  $V_j$ ,

$$\text{iii) } \forall j \in Z, \quad \begin{cases} B_1 \text{ é base qualquer de } V_j \\ B_2 \text{ é base qualquer de } W_j \end{cases} \Rightarrow B_3 = B_1 \cup B_2 \text{ é base de } V_{j-1} \quad (2.6)$$

$$\text{iv) } \exists \{l_s\}_{s \in Z} \text{ tal que } \phi(t) = \sqrt{2} \sum_{s \in Z} l_s \phi(2t - s);$$

$$\text{v) } \psi(t) = \sqrt{2} \sum_{s \in Z} h_s \phi(2t - s)$$

onde  $t_f$  é um número inteiro par e  $h_s = (-1)^s l_{t_f - 1 - s}$ ,  $s \in Z$

Logicamente, a partir das suposições em questão, pode-se concluir que, em se levando em conta a condição (2.6),

4 Um sistema é dito normal com relação a um determinado produto interno se e somente se todos os seus elementos possuem norma unitária de acordo com o mesmo.

$$V_j \subset V_{j'}, \quad W_j \subset W_{j'}, \quad j', j \in Z, \quad j' < j \quad (2.7)$$

Adicionalmente, se o sistema  $\{\phi_{j,k}\}_{j,k \in Z}$  gera  $L^2(\mathfrak{R})$ , tem-se

$$\bigcup_{j \in Z} V_j = L^2(\mathfrak{R})$$

Ademais, lembrando (2.5),

$$V_j \cap W_{j'} = \phi, \quad j' \leq j$$

### 2.3.3 Representações de funções em ondaletas

Uma vez que o sistema ortonormal  $\{\psi_{j,k}\}_{j,k \in Z}$  é base de  $L^2(\mathfrak{R})$ , existem coeficientes  $\{d_{j,k}\}_{j,k \in Z}$ , de forma que uma possível representação de uma dada função  $f(t)$  pertencente a este espaço bem poderia ser

$$f(t) = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} d_{j,k} \psi_{j,k}(t),$$

onde:

$$d_{j,k} = \langle f(t), \psi_{j,k}(t) \rangle = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \psi_{j,k}(t)$$

Tal representação, apesar de ideal, não poderia ser implementada pelos meios disponíveis de computação dos coeficientes. Sendo assim, empiricamente, deveria haver dois níveis de resolução  $m, M, m \leq M$  e duas funções  $n(j)$  e  $N(j)$  de forma que a mesma seja substituída pela seguinte representação, com número finito de coeficientes:

$$f(t) \approx \sum_{j=m}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k} \psi_{j,k}(t) \quad (2.8)$$

A representação (2.8) apresenta os inconvenientes de desconsiderar tanto os infinitos níveis de resolução menores que  $m$  quanto os também infinitos níveis de resolução maiores que  $M$ . Outro inconveniente é que, para cada nível de resolução  $j$  efetivamente analisado, tanto os infinitos parâmetros de localização menores que  $n(j)$  quanto os maiores que  $N(j)$  são desprezados.

Muito embora a possibilidade de computação de coeficientes associados a bases para o espaço  $L^2(\mathfrak{R})$  possa ser considerada como uma questão utópica, nem todos os inconvenientes referentes à representação em questão possuem caráter incontornável.

Levando-se em conta o sistema  $\{\phi_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$  em vez do sistema  $\{\psi_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$ , o inconveniente de se desconsiderar níveis de resolução maiores que  $M$  não mais existiria devido ao fato do sistema ortonormal  $\{\phi_{M,k}\}_{k \in \mathbb{Z}}$  constituir um conjunto gerador de  $V_j$ ,  $j > M$  y. Apesar disso, o inconveniente de a representação em questão apresentar redundância no sentido em que proviria de um sistema linearmente dependente (*trade-off*) apareceria.

O estabelecimento de um sistema  $\{\psi_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$  (isto é, de uma ondaleta-mãe  $\psi(t)$ ), não garante a existência de um sistema  $\{\phi_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$  correspondente. Todavia, se tal sistema existe, é possível obter-se representações para o espaço  $V_{m-1}$ , que além de encamparem a vantagem obtida por meio da substituição do Sistema I pelo Sistema II, tornam-se desprovidas de redundância. No caso, trata-se de representações ortonormais mistas (isto é, que envolvem elementos dos dois sistemas).

Inicialmente, definidos níveis de resolução “mínimo” ( $m$ ) e “máximo” ( $M$ ), procura-se aproximar  $f(t)$  de uma função pertencente ao espaço  $V_{m-1}$ . Sendo o sistema  $\{\phi_{m-1,k}(t)\}_{k \in \mathbb{Z}}$  base para o mesmo, tal aproximação pode ser expressa na forma

$$f(t) \approx \sum_{k=n(m-1)}^{N(m-1)} c_{m-1,k} \phi_{m-1,k}(t) \quad (2.9)$$

Considerando-se que, de acordo de (2.6), o sistema  $\{\psi_{m,k}(t), \phi_{m,k}(t)\}_{k \in Z}$  também constitui a base para  $V_{m-1}$ , (2.9) pode ser reescrita na forma:

$$f(t) \approx \sum_{k=n(m)}^{N(m)} d_{m,k} \psi_{m,k}(t) + \sum_{k=n(m)}^{N(m)} c_{m,k} \phi_{m,k}(t)$$

A partir de sucessivas iterações obtém-se:

$$f(t) \approx \sum_{j=m}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \sum_{k=n(M)}^{N(M)} c_{M,k} \phi_{M,k}(t),$$

onde:

$$c_{M,k} = \langle f(t), \phi_{M,k}(t) \rangle = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \phi_{M,k}(t) dt, \quad k = \{n(M), \dots, N(M)\} \quad (2.10)$$

e

$$d_{j,k} = \langle f(t), \psi_{j,k}(t) \rangle = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \psi_{j,k}(t) dt, \quad j = m, \dots, M, \quad k = n(j), \dots, N(j) \quad (2.11)$$

Esta representação, com a qual se prosseguirá a análise, além de manter a característica de ortonormalidade presente em (2.8), não desconsidera níveis de resolução maiores do que  $M$  pelo fato de o sistema ortonormal  $\{\phi_{M,k}(t)\}_{k \in Z}$  consistir, de acordo com (2.7), em conjunto gerador de  $V_{j, j > M}$ . Ademais, a mesma também não desconsidera, por decorrer de (2.9), o nível de resolução

#### 2.3.4 Alguns pares $\{\psi(t), \phi(t)\}$ de suporte compacto

Muito embora haja ondaletas-mães para as quais não há ondaletas-pais associadas, um ponto importante consiste no fato de que, tendo-se em vista a satisfação das propriedades



relativas às inter-relações entre os sistemas  $\{\psi_{j,k}\}_{k \in \mathbb{Z}}$  e  $\{\phi_{j,k}\}_{k \in \mathbb{Z}}$ , diferentes ondaletas-mães deverão estar associadas, logicamente, a diferentes ondaletas-pais.

O primeiro par a ser considerado em várias publicações, devido à sua simplicidade relativa consiste em definir

$$\psi(t) = \begin{cases} 1, & 0 \leq t < \frac{1}{2} \\ -1, & \frac{1}{2} \leq t < 1 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

comumente denominada **ondaleta de Haar**. A ondaleta-pai associada é dada por

$$\phi(t) = \begin{cases} 1, & 0 \leq t < 1 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

de forma a obter-se

$$\psi_{j,k}(t) = \begin{cases} 2^{-\frac{j}{2}}, & 2^j k \leq t < 2^j \left(k + \frac{1}{2}\right) \\ -2^{-\frac{j}{2}}, & 2^j \left(k + \frac{1}{2}\right) \leq t < 2^j (k+1) \end{cases}, \quad \phi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}, \quad 2^j k \leq t < 2^j (k+1)$$

De maneira relativamente simples, verifica-se que

$$\begin{cases} h_0 = l_0 = l_1 = -h_1 = \frac{\sqrt{2}}{2} \\ h_i = l_i = 0, & i \notin \{0; 1\} \end{cases}$$

A ondaleta de Haar é um elemento da família de ondaletas-mães  $\{\psi^G\}_{G \in N^+}$  denominadas *daublets* (em homenagem à sua formuladora Ingrid Daubechies). A mesma consiste na única ondaleta de tal família que possui expressão numérica explícita. Cada elemento da família em questão, além de admitir ondaleta-pai correspondente, gera um sistema de ondaletas  $\{\psi_{j,k}^G\}_{j,k \in Z}$  ortogonal.

Outras famílias de ondaletas-mães  $\{\psi^G\}_{G \in N^+}$  introduzidas por Ingrid Daubechies consistem nas *symlets* (assim denominadas por possuírem caráter próximo da simetria, ao contrário do que ocorre com as *daublets*) e nas *coiflets* (denominadas por Ingrid Daubechies em homenagem à Ronald Coifman). Cada elemento de cada família em questão, além de possuir caráter próximo da simetria e admitir ondaleta-pai correspondente, gera sistema de ondaletas  $\{\psi_{j,k}^{QG}\}_{\substack{j,k \in Z \\ Q \in \{S,C\}}}$  ortogonal.

### 2.3.5 Sobre a representação de séries de tempo em ondaletas

Ao se considerar, ao invés de funções, séries de tempo  $\{y_t\}_{t \in A \subseteq Z}$  de quadrado somável, o sistema de equações (2.10) e (2.11) não se torna mais pertinente por considerar variações infinitesimais no tempo.

Neste caso, pode-se considerar para o espaço das seqüências de quadrado somável o produto interno dado por

$$\langle \vec{u}, \vec{v} \rangle = \sum_{t \in A \subseteq Z} u_t \cdot \overline{v_t},$$

de forma a obter-se

$$\begin{cases} c_{M,k} = \sum_{t \in A \subseteq Z} y_t \phi_{M,k}(t), & k = n(M), \dots, N(M), \\ d_{j,k} = \sum_{t \in A \subseteq Z} y_t \psi_{j,k}(t), & j = m, \dots, M \quad k = n(j), \dots, N(j). \end{cases}$$

5 Toda seqüência que possui, como esta, quantidade finita de termos, é de quadrado somável.

Ao se considerar séries de tempo cujo domínio esteja limitado a instantes mínimo (0) e máximo ( $T - 1 = 2^n - 1$ ,  $n \in \mathbb{Z}$ ),<sup>5</sup> uma vez escolhida  $\psi(t)$  de forma que seu suporte, bem como o de  $\phi(t)$ , consista em translações diádicas  $K2^{-m}$  do intervalo  $[0,1]$ , obtém-se a representação

$$y_t = \sum_{j=m}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \sum_{k=n(M)}^{N(M)} c_{M,k} \phi_{M,k}(t) \quad (2.12)$$

onde:

$$\begin{cases} c_{M,k} = \sum_{t=0}^{T-1} y_t \phi_{M,k}(t), & k = n(M), \dots, N(M), \\ d_{j,k} = \sum_{t=0}^{T-1} y_t \psi_{j,k}(t), & j = m, \dots, M, \quad k = n(j), \dots, N(j) \end{cases} \quad (2.13)^6$$

Apesar do altíssimo grau de particularização da análise, esta representação não apresenta mais nenhum dos inconvenientes considerados na seção 2.3.3. Primeiramente, a mesma contempla os níveis de resolução maiores do que  $M$  e o nível de resolução  $m-1$ . Adicionalmente, para cada nível de resolução a ser considerado, as funções  $n(j)$  e  $N(j)$  podem ser escolhidas de forma a que o suporte de qualquer ondaleta  $\{\psi_{j,k}(t)\}_{k \in \mathbb{Z}}$ , cujo índice não pertença ao conjunto  $\{n(j), \dots, N(j)\}$ , possua interseção vazia com o conjunto  $[0, T-1]$ , tornando-se a sua ausência na representação em questão um fato desprovido de importância.

O inconveniente relativo à desconsideração de níveis de resolução menores do que  $m-1$  perde sua relevância ao se levar em conta que não faz sentido considerar níveis de resolução  $j$  menores do que zero no sistema (2.12) e (2.13).

Para esses casos, os deslocamentos nos suportes a serem considerados ao se alterar  $k$  em uma unidade, por serem fracionários, estariam direcionados à detecção de alterações na série em instantes de tempo não necessariamente inteiros. Isto não é possível ao se considerar séries

6 Tal representação também pode ser obtida ao se considerar séries  $\{y_t\}_{t=0}^{2^n-1}$  periódicas de período.

de tempo da forma  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$ . Ao estabelecer-se  $m = 1$ , todos os níveis de resolução passíveis de serem analisados estariam sendo considerados.

Cabe ressaltar que, de forma inversa, não faz sentido considerar valores de  $M$  maiores do que  $n$  no sistema (2.12)-(2.13).

Para esses casos, os deslocamentos referidos anteriormente, por serem de ordem maior do que  $T$ , estariam relacionados a frequências por demais baixas para poderem ser detectadas a partir do número total  $2^n$  de observações da série.

Cabe notar que a aplicação de (2.13) não constitui uma maneira computacionalmente ótima de obter tais coeficientes. A maioria dos programas computacionais obtém esses coeficientes por meio de algoritmos iterativos inspirados em um esquema de decimação binária proposto por Mallat (1989).

Para o prosseguimento da análise serão considerados, salvo menções em contrário,  $m = 1$  e  $M = n$ .

### 2.3.6 Funções espectrais em ondaletas

Dada uma série de tempo  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$ , uma medida empírica de sua variabilidade (ou **energia**) consiste na soma do quadrado de seus desvios com relação à média, denominada **soma de quadrados total**. Esta soma é representada segundo a forma:

$$Eng\left(\{y_t\}_{t=0}^{T-1}\right) = SQT\left(\{y_t\}_{t=0}^{T-1}\right) = \sum_{t=0}^{T-1} (y_t - \bar{y})^2,$$

em que  $\bar{y} = \frac{\sum_{t=0}^{T-1} (y_t)}{T}$  corresponde à **média** da série.

Um ponto de extrema importância com relação à presente seção é que, dadas uma série de tempo  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  e uma ondaleta-mãe de forma que o sistema (2.12)-(2.13) seja satisfeito, sua energia total pode ser representada pela expressão:

$$Eng \left( \{y_t\}_{t=0}^{T-1} \right) = \sum_{j=m}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k}^2 \quad (2.14)$$

Adicionalmente, de acordo com (2.14), a energia de  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  pode ser particionada tendo-se como base os diferentes pares  $(j, k)$  considerados. Definindo-se a **energia da série**  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  **com relação ao par**  $(j, k)_{j,k \in \mathbb{Z}}$  de acordo com a forma:

$$Eng_{j,k} = d_{j,k}^2,$$

obtém-se a expressão

$$Eng \left( \{y_t\}_{t=0}^{T-1} \right) = \sum_{j=m}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} Eng_{j,k}$$

Analogamente ao que ocorre na Análise de Fourier, a função  $f(Z^2 \rightarrow \mathfrak{R}): (j, k) \rightarrow Eng_{j,k}$  é denominada **periodograma de ondaletas de**  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$

A relação (2.14) permite que, alternativamente, séries  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  tenham suas energias particionadas considerando-se os diferentes níveis de resolução  $j$  considerados pela mesma. Definindo-se a **energia da série**  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  **com relação ao nível de resolução**  $j \in \mathbb{Z}$  de acordo com a forma:

$$Eng_j = \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k}^2$$

obtém-se a expressão

$$Eng \left( \{y_t\}_{t=0}^{T-1} \right) = \sum_{j=m}^M Eng_j$$

A função  $f(Z \rightarrow \mathfrak{R}): j \rightarrow Eng_j$  é denominada **escalograma de ondaletas de**  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$

### 3 Acerca dos procedimentos

#### 3.1 Redução de ruído (*de-noising*)

O procedimento de redução de ruído aplicado a uma dada série de tempo  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  atua na forma de um eventual encolhimento (sujeição à multiplicação por um número real pertencente ao intervalo  $[0;1]$ ) de cada um dos elementos do sistema  $\{d_{j,k}\}_{\substack{m \leq j \leq M \\ n(j) \leq k \leq N(j)}}$  de acordo com um determinado conjunto de critérios. Sua utilização leva a série a ser expressa por meio de:

$$y_t \approx \sum_{j=m}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} \tilde{d}_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \sum_{k=n(M)}^{N(M)} c_{M,k} \phi_{M,k}(t)$$

onde,  $\forall (j,k) \mid \begin{cases} m \leq j \leq M \\ n(j) \leq k \leq N(j) \end{cases}$ ,  $\begin{cases} d_{j,k} \cdot \tilde{d}_{j,k} \geq 0 \\ |\tilde{d}_{j,k}| \leq |d_{j,k}| \end{cases}$  e os coeficientes  $\{\tilde{d}_{j,k}\}_{\substack{m \leq j \leq M \\ n(j) \leq k \leq N(j)}}$  são

obtidos por meio da aplicação de limiares aos coeficientes originais  $\{d_{j,k}\}_{\substack{m \leq j \leq M \\ n(j) \leq k \leq N(j)}}$

Com relação aos limiares, as questões referentes aos seus procedimentos de escolha e ao algoritmo de encolhimento dos coeficientes  $\{d_{j,k}\}_{\substack{m \leq j \leq M \\ n(j) \leq k \leq N(j)}}$  assumem fundamental relevância.

No que tange ao segundo paradigma, resultam bastante difundidos dois algoritmos de encolhimento (denominados, respectivamente, de **duro** (*hard threshold*) e **suave** (*soft threshold*)). Uma vez definido um conjunto de limiares reais positivos  $\{\lambda_{j,k}\}_{\substack{m \leq j \leq M \\ n(j) \leq k \leq N(j)}}$ , os algoritmos duro e suave, respectivamente, podem ser expressos de acordo com as formas (3.1) e (3.2),

$$\tilde{d}_{j,k}^D = \begin{cases} 0, & |d_{j,k}| \leq \lambda_{j,k} \\ d_{j,k}, & |d_{j,k}| > \lambda_{j,k}, \end{cases} \quad (3.1)$$

$$\tilde{d}_{j,k}^S = \begin{cases} 0, & |d_{j,k}| \leq \lambda_{j,k} \\ s(d_{j,k}) \cdot (|d_{j,k}| - \lambda_{j,k}), & |d_{j,k}| > \lambda_{j,k}, \end{cases} \quad (3.2)$$

onde  $s$  representa a função sinal.

Com relação ao primeiro paradigma, resultam bastante difundidos dois procedimentos de escolha denominados, respectivamente, **universal** e **adaptativo**. O procedimento universal consiste no estabelecimento de um único limiar  $\lambda$  para todos os elementos pertencentes ao mesmo. O procedimento adaptativo consiste no estabelecimento de um limiar  $\lambda_j$  para cada conjunto  $\{d_{j,k}\}_{n(j) \leq k \leq N(j)}$ .

No contexto em questão, um ponto importante a ser ressaltado é o método de estimação dos desvios padrões associados aos coeficientes  $\{d_{j,k}\}_{\substack{m \leq j \leq M \\ n(j) \leq k \leq N(j)}}$ . Ao se considerar o procedimento universal de escolha, costuma-se estimá-los a partir do sistema  $\{d_{m,k}\}_{n(m) \leq k \leq N(m)}$ . Já ao se considerar, por vezes, o procedimento adaptativo, estima-se o desvio padrão de um dado coeficiente  $d_{j,k}$ ,  $m \leq j \leq M$  baseando-se no sistema  $\{d_{j,k}\}_{n(j) \leq k \leq N(j)}$ .<sup>7</sup>

## 3.2 O fracionamento da série de tempo

### 3.2.1 A problemática

Dadas uma série de tempo  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  e uma ondaleta-mãe de forma que o sistema (2.12) - (2.13) seja satisfeito, a problemática corresponde, para o presente artigo, à obtenção de uma

<sup>7</sup> Para mais detalhes acerca do tema, os autores sugerem Morettin (1999).

frequência crítica  $\lambda_y$ . Enquanto componentes de  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  relacionados a frequências menores ou iguais a  $\lambda_y$  devam formar a subsérie  $\{x_t\}_{t=0}^{T-1}$  relativa a baixas frequências, os demais componentes de  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  precisam formar a subsérie relativa a altas frequências, denotada  $\{z_t\}_{t=0}^{T-1}$

Em relação a séries econômicas, pode-se obter uma forma de se escolher  $\lambda_y$ , descrita a seguir, baseada na observação de que o comportamento periódico das mesmas costuma ser formado por dois movimentos.<sup>8</sup>

### 3.2.2 O procedimento

No caso em que isso se verifica para uma determinada série de tempo  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$ , é razoável imaginar que as frequências relativas aos dois movimentos devam concentrar maiores porções da energia total da série que as demais. Considerando-se a existência de relação direta entre frequência e nível de resolução em Análise de Ondas, torna-se razoável esperar que o escalograma de  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$  apresente seus picos em dois níveis de resolução  $p$  e  $P$  sendo  $m \leq p \leq P \leq M$ . Neste caso,  $p$  se relaciona ao movimento de curto prazo e  $P$  ao movimento de longo prazo da série.

Considerando  $p$  e  $P$  como índices “representativos” dos níveis de resolução associados, respectivamente, aos componentes de altas e baixas frequências da série, Ariño e Vidakovic (1995) sugerem que, no caso em que os mesmos apresentem diferentes caracteres de paridade, proceda-se o fracionamento da série

$$y_t = \sum_{j=m}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \sum_{k=n(M)}^{N(M)} c_{M,k} \phi_{M,k}(t)$$

8 Enquanto um deles seria de curto prazo (o qual se repete em intervalos curtos de tempo, podendo, portanto, ser caracterizado como sendo de baixo período e, conseqüentemente, de alta frequência), o outro seria de longo prazo, que pode ser classificado como sendo de alto período e, portanto, de baixa frequência.



de acordo com a forma

$$\begin{cases} x_t = \sum_{k=n(M)}^{N(M)} c_{M,k} \phi_{M,k}(t) + \sum_{j=\lceil \alpha \rceil}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k} \psi_{j,k}(t), \\ z_t = \sum_{j=m}^{\lfloor \alpha \rfloor} \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k} \psi_{j,k}(t), \end{cases}$$

onde  $\alpha = \frac{p+P}{2} \notin Z$ . Sendo assim, sugere-se que o critério de classificação de um determinado nível de resolução  $j$  como sendo associado à baixa ou alta frequências seja baseado em sua **distância numérica** com relação aos considerados “representativos” de tais características em  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$

No caso em questão, observa-se que, a partir da adoção do mesmo, as subséries  $\{x_t\}_{t=0}^{T-1}$  e  $\{z_t\}_{t=0}^{T-1}$  apresentam duas propriedades:

- i) Sua soma corresponde exatamente à série original  $\{y_t\}_{t=0}^{T-1}$ ;
- ii) A soma entre suas energias  $Eng(\{x_t\}_{t=0}^{T-1})$  e  $Eng(\{z_t\}_{t=0}^{T-1})$  corresponde exatamente à energia relativa à série original.

No caso em que  $p$  e  $P$  possuem o mesmo caráter de paridade, devido à duplicidade de representação do nível de resolução  $\alpha = \frac{p+P}{2} \in Z$ , a menos que todos os coeficientes de ondaletas referentes ao mesmo fossem nulos, nenhuma das propriedades das subséries seriam mantidas válidas.

Muito embora tais propriedades possam ser recuperadas adaptando-se o procedimento em questão, de forma que o mesmo, além de discriminar entre diferentes níveis de resolução, faça o mesmo para diferentes valores de  $k$  para o nível de resolução  $\alpha$ , tal adaptação incorreria no absurdo de diferenciar frequências relativas a ondaletas que as possuem idênticas.

Salvo casos especiais, não é possível recuperar de forma conjunta as propriedades em questão por meio de uma adaptação que, ao invés de discriminar diferentes valores de  $k$ , destine, para cada uma das subséries, frações de cada um dos coeficientes relativos ao nível de resolução  $\alpha$ .

A adaptação em questão pode ser expressa na forma

$$\begin{cases} x_t = \sum_{k=n(\alpha)}^{N(\alpha)} a_k \cdot d_{\alpha,k} \psi_{\alpha,k}(t) + \sum_{j=\alpha+1}^M \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \sum_{k=n(M)}^{N(M)} c_{M,k} \phi_{M,k}(t), \\ z_t = \sum_{j=m}^{\alpha-1} \sum_{k=n(j)}^{N(j)} d_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \sum_{k=n(\alpha)}^{N(\alpha)} b_k \cdot d_{\alpha,k} \psi_{\alpha,k}(t), \end{cases}$$

sendo que pelo menos a mesma possuiria a vantagem de evitar o problema acerca da adaptação anterior.

Nesse sentido, Ariño e Vidakovic (1995) sugerem duas formas alternativas, descritas a seguir, de se proceder ao fracionamento dos coeficientes em questão, cada uma possuindo uma de tais propriedades.

#### a) Fracionamento preservador dos valores numéricos da série original

Formalmente, devido ao caráter de ortonormalidade do sistema  $\{\psi_{j,k}\}_{j,k \in \mathbb{Z}}$ , um fracionamento  $\{a_k, b_k\}_{k=n(\alpha)}^{N(\alpha)}$  preservará os valores numéricos da série original se e somente se  $\forall k \in \{n(\alpha), \dots, N(\alpha)\}$ ,  $a_k + b_k = 1$ .

Pode-se, de forma aproximada, afirmar que o domínio temporal relativo a uma dada ondaleta  $\psi_{j,k}$  equivale tanto ao da ondaleta  $\psi_{j+1, \lfloor \frac{k}{2} \rfloor}$  quanto ao do sistema  $\{\psi_{j-1,2k}, \psi_{j-1,2k+1}\}$

Dessa forma, uma maneira de se fracionar um dado coeficiente  $d_{\alpha,k}$  poderia consistir em se considerar  $a_k$  e  $b_k$  de forma a refletir, respectivamente, as contribuições relativas aos “fluxos” de “entrada” e “saída” de energia associadas ao suporte de  $\psi_{\alpha,k}$ . Nesse caso, assumiríamos que o direcionamento possuiria o sentido crescente do grau de resolução para a energia associada ao par  $(\alpha, k)$ , ou seja,

$$a_k = \frac{a}{a+b}, \quad b_k = 1 - a_k = \frac{b}{a+b},$$

em que

$$a = d^2_{j+1, \lfloor \frac{k}{2} \rfloor}, \quad b = \frac{d^2_{j-1, 2k} + d^2_{j-1, 2k+1}}{2}$$

### b) Fracionamento preservador da energia da série original

Formalmente, qualquer fracionamento  $\{a_k, b_k\}_{k=n(\alpha)}^{N(\alpha)}$  tal que,  $\forall k \in \{n(\alpha), \dots, N(\alpha)\}$ ,

$$a_k^2 + b_k^2 = 1 \tag{3.3}$$

preservará a energia relativa à série original.

Levando-se em conta as considerações relativas ao fracionamento anterior, bem como a expressão (3.3), um raciocínio análogo pode ser desenvolvido de forma a se obter expressões similares para o caso em questão. Ao se considerar  $a_k$  e  $b_k$  de forma que os mesmos reflitam as raízes das contribuições relativas ao caso anterior (logicamente positivas, por representarem grandezas quadradas) associadas ao suporte de  $\psi_{\alpha, k}$  e como direcionamento o sentido crescente do grau de resolução para a energia associada ao par  $(\alpha, k)$ , obtém-se

$$a_k = \sqrt{\frac{a}{a+b}}, \quad b_k = \sqrt{1 - a_k^2} = \sqrt{\frac{b}{a+b}},$$

em que

$$0 \leq a = d^2_{j+1, \lfloor \frac{k}{2} \rfloor}, \quad 0 \leq b = \frac{d^2_{j-1, 2k} + d^2_{j-1, 2k+1}}{2}$$

Com relação à escolha do tipo de fracionamento a ser utilizado em um dado nível de resolução  $j$ , Ariño e Vidakovic (1995) sugerem que quanto maior for o valor de  $Eng_j$  com relação a  $Eng_p$  e  $Eng_{p^*}$ , deve-se utilizar o fracionamento preservador dos valores numéricos da série original e, em caso contrário, o fracionamento preservador da energia da série original.

#### 4 Aplicação dos procedimentos

Para a aplicação dos procedimentos relacionados à modelagem das séries optou-se por utilizar os dados referentes às cento e vinte e oito primeiras observações. Elegeu-se, ainda, a ondaleta de Haar e o procedimento universal de escolha de acordo com a expressão

$$\lambda = \sigma \sqrt{2 \ln(T)},$$

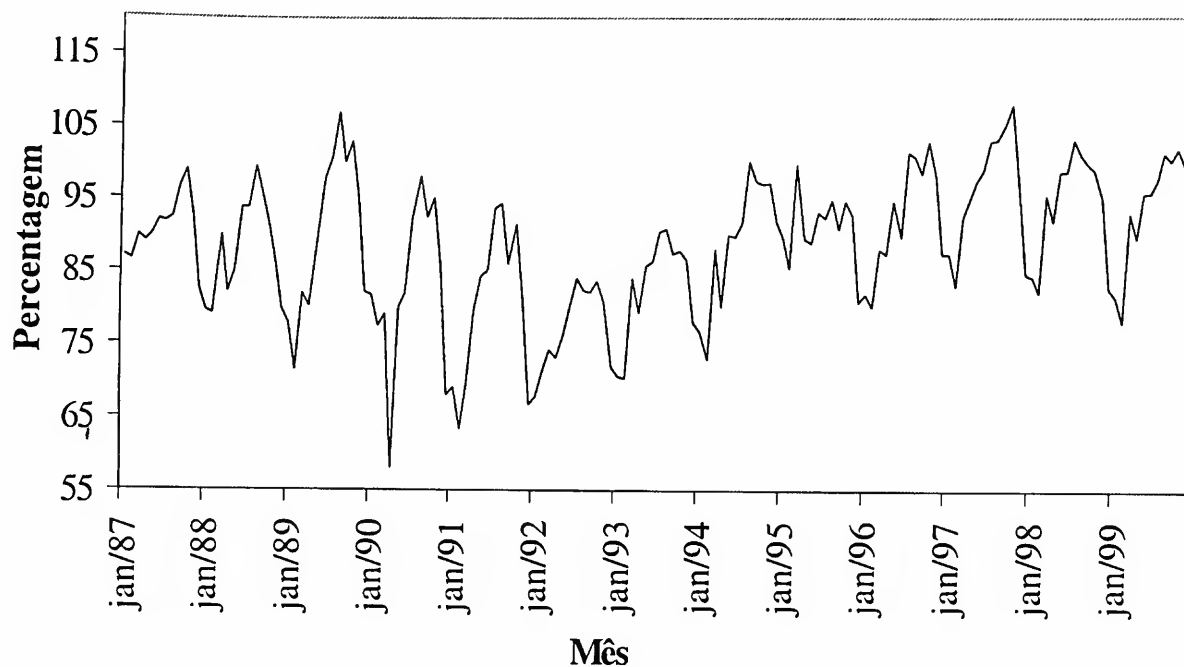
onde  $\sigma$  é estimado tendo-se como base a integralidade do sistema  $\{d_{j,k}\}_{\substack{1 \leq j \leq 7 \\ 0 \leq k \leq -1+2^{7-j}}}$  Utilizou-

se o algoritmo duro de redução. A obtenção dos coeficientes associados às ondaletas de Haar (cujas magnitudes estão representadas, exceções feitas aos casos relativos aos coeficientes  $C_{7,0}$ , por intensidade de luminosidade nos Gráficos anexos A.1 a A.6 - quanto mais clara a cor, maior a magnitude) e o processo de retirada de ruído foram implementados por meio do programa *MATLAB* v. 5.3 r.11. Já o processo de modelagem Box-Jenkins foi implementado por meio do programa *Eviews* v. 3.0.

##### 4.1 Série da produção industrial (*ProdInd*)

Esta série é composta por cento e cinquenta e seis dados mensais referentes à produção física industrial brasileira com base fixa em agosto de 1994. O Gráfico 1 apresenta a série *ProdInd* para o período de janeiro de 1987 a dezembro de 1999.

**Gráfico 1**  
**Produção Física da Indústria (%)**



Fonte: IBGE.

Por meio da aplicação da metodologia Box-Jenkins (procedimento tradicional) à série *ProdInd*, obteve-se:<sup>9</sup>

$$(1-L) \left( 1 + \frac{0.260285 L^6}{(0.080402)} - \frac{0.529737 L^{12}}{(0.080873)} \right) ProdInd_t = (1 + \frac{0.366585 L}{(0.089302)}) \varepsilon_t$$

onde  $\varepsilon_t \sim IIN(0, 25.68293)$ .

Conforme apresentado na seção 3.2.2, a implementação do procedimento AV, por meio da análise do escalograma, apresentado na Tabela 1, à série *ProdInd*, gera o seguinte fracionamento em baixas (4.1) e altas (4.2) frequências:

$$x_t = c_{7,0} \cdot \phi_{7,0}(t) + \sum_{j=3}^7 \sum_{k=0}^{-1+2^{7-j}} d_{j,k} \cdot \psi_{j,k}(t) \quad (4.1)$$

9 Exceção feita à subsérie de baixas frequências relativa à série de exportações brasileiras, nenhum dos modelos ajustados na presente seção possui a desejada qualidade da parcimônia. Apesar dos possíveis problemas relacionados a este fato, foram estes os únicos filtros encontrados de forma a se poder produzir ruído branco (*white noise*).

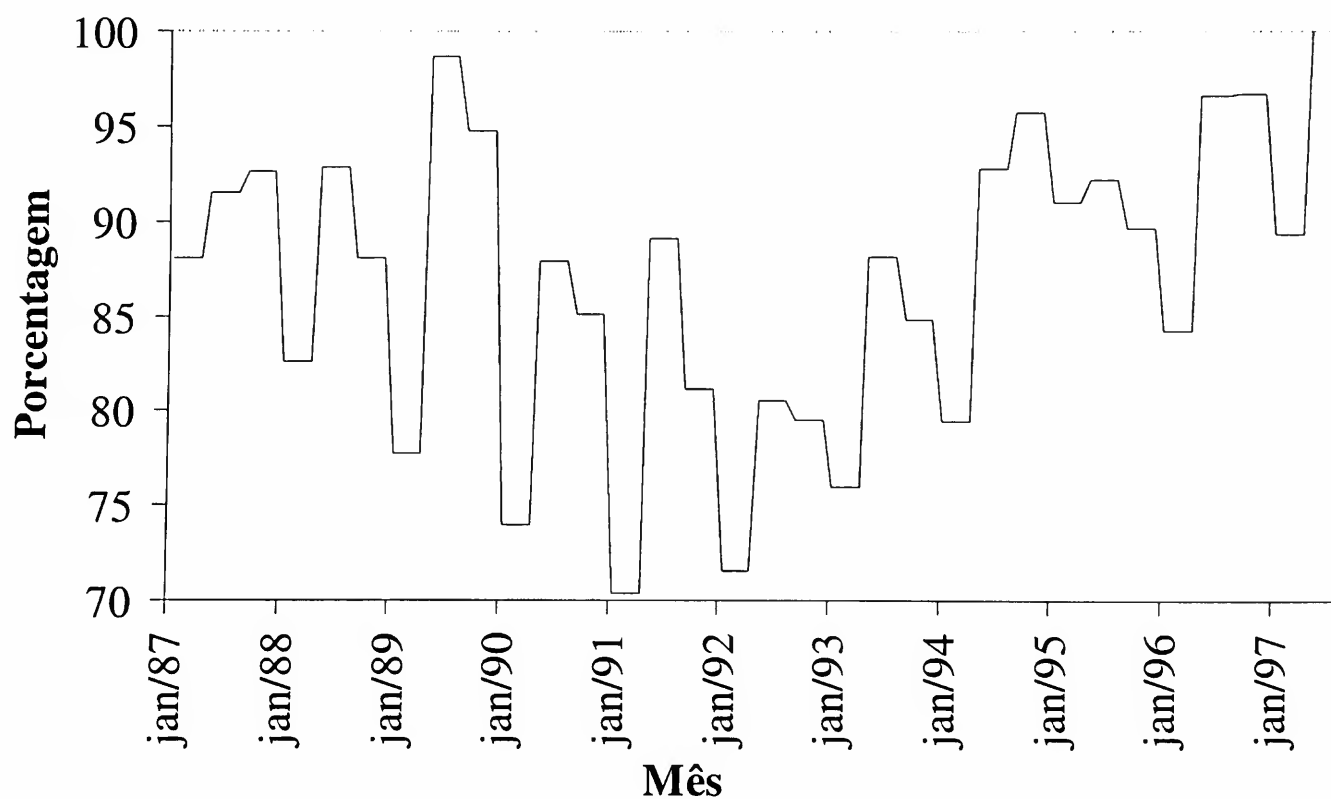
$$z_t = \sum_{j=1}^2 \sum_{k=0}^{-1+2^{7-j}} d_{j,k} \cdot \psi_{j,k}(t), \quad (4.2)$$

estando o mesmo representado nos Gráficos 2 e 3.

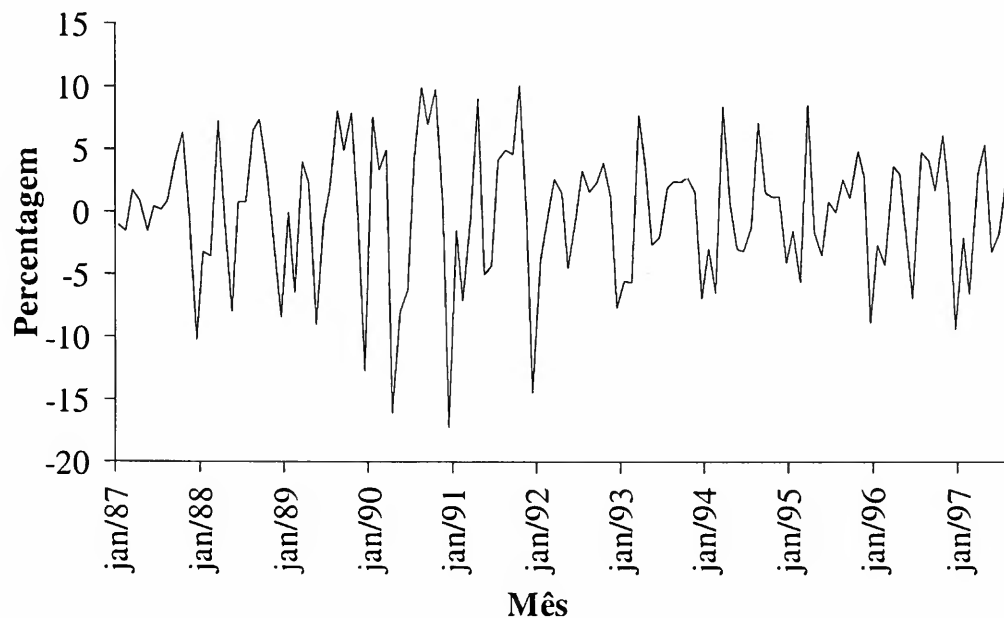
**Tabela 1**

<i>j</i>	1	2	3	4	5	6	7
<i>Eng<sub>j</sub></i>	1355.1	<b>2384.2</b>	<b>3598.6</b>	809.0	1187.1	1844.5	325.1

**Gráfico 2**  
**Série ProdInd - Baixa Frequência**



**Gráfico 3**  
**Série ProdInd - Alta Frequência**



Aplicando-se a metodologia Box-Jenkins às séries fracionadas  $\{x_t\}_{t=0}^{127}$  e  $\{z_t\}_{t=0}^{127}$ , obteve-se:

$$\begin{cases} (1-L) \left( 1 + \underset{(0.044397)}{0.123061 L^4} - \underset{(0.045914)}{0.841319 L^{12}} \right) x_t = \left( 1 + \underset{(0.066430)}{0.484996 L^8} + \underset{(0.066441)}{0.420050 L^{12}} \right) \eta_t \\ (1-L^{12})(1 + \underset{(0.091452)}{0.501327 L^{12}}) z_t = (1 + \underset{(0.098899)}{0.285165 L} + \underset{(0.100124)}{0.477922 L^2} + \underset{(0.105707)}{0.181385 L^3} + \underset{(0.101432)}{0.300751 L^4} - \underset{(0.066474)}{0.222985 L^{11}}) \xi_t \end{cases}$$

onde  $\eta_t \sim \text{IIN}(0, 5.304764)$  e  $\xi_t \sim \text{IIN}(0, 11.17904)$

Cabe ressaltar que a caracterização dos modelos ARIMA ajustados para cada uma das subséries constitui um indício de que o procedimento de fracionamento aplicado obteve relativo êxito em discriminar as frequências da série. De acordo com o mesmo, enquanto a subsérie  $\{x_t\}_{t=0}^{127}$  representa a evolução de longo prazo da série original, a subsérie  $\{z_t\}_{t=0}^{127}$  apresenta, embora não unicamente, seu comportamento sazonal.

Mediante a aplicação da metodologia Box-Jenkins à série alisada, isto é, depois de realizado o *de-noising* da série original, obteve-se:

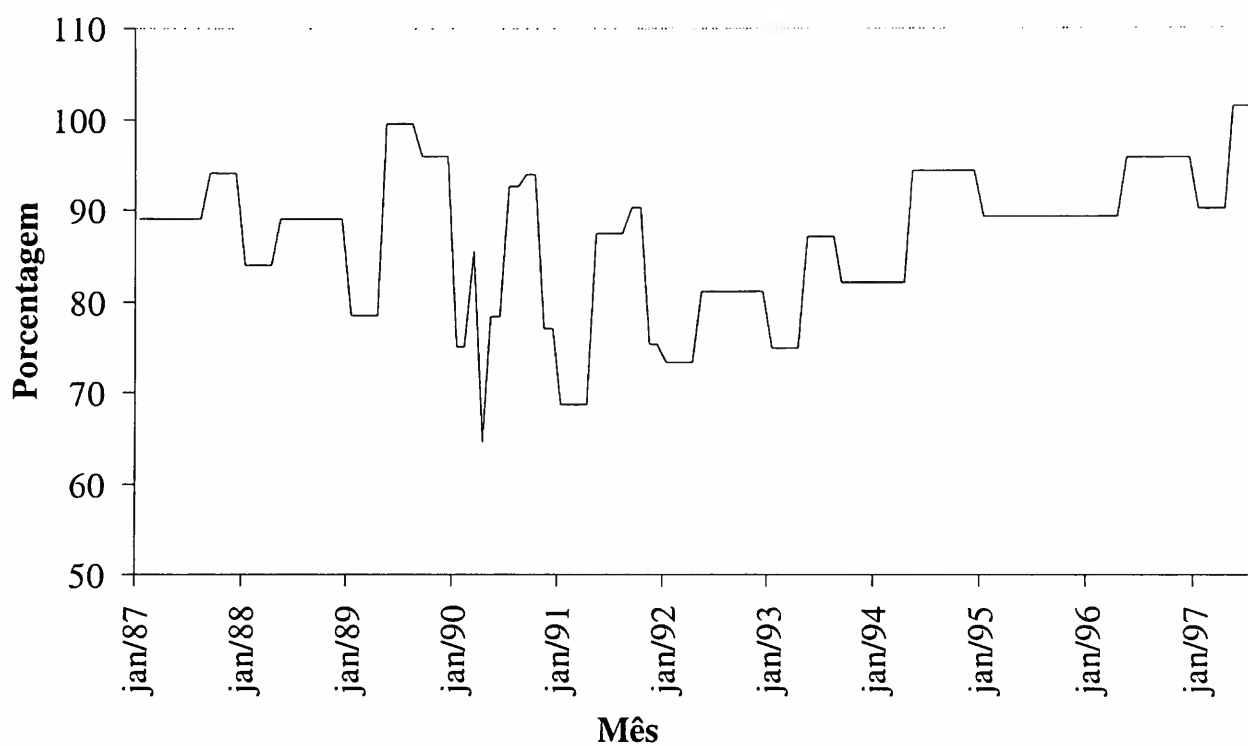
$$(1-L) \left( 1 + \underset{(0.084272)}{0.271005 L^6} - \underset{(0.084581)}{0.458812 L^{12}} \right) \text{ProdInd}_t = \left( 1 + \underset{(0.090879)}{0.283811 L^2} \right) \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim IIN(0, 19.6564),$$

onde  $\varepsilon_t \sim IIN(0, 19.6564)$ .

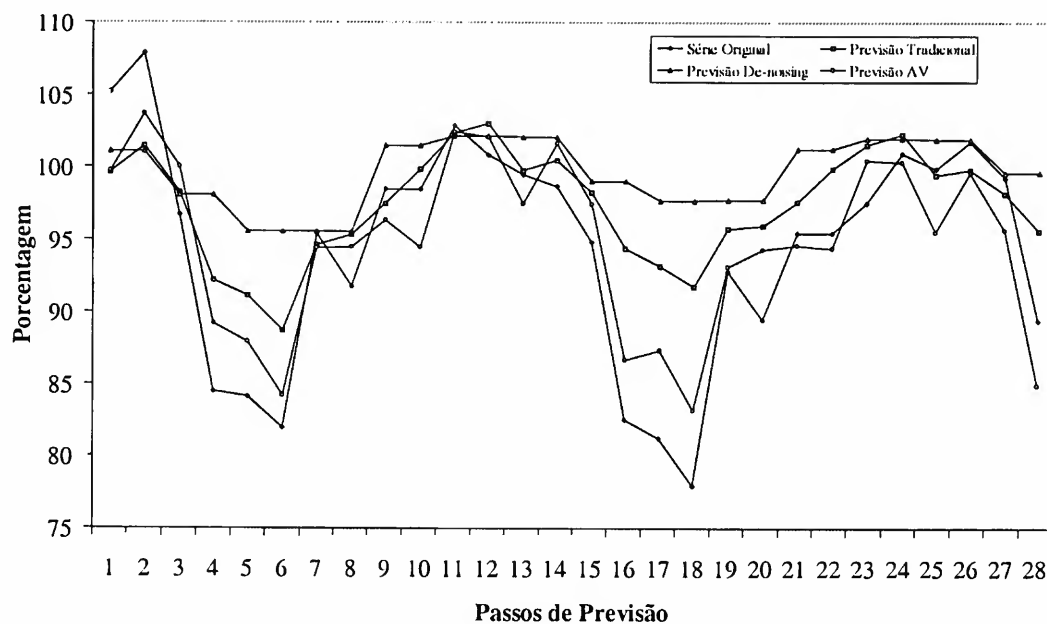
A série alisada é mostrada no Gráfico 4, enquanto o Gráfico 5 apresenta os valores realizados e previstos fora da amostra para os três procedimentos utilizados (tradicional, AV e *de-noising*). Os erros absolutos médios percentuais da série original (*MAPEs*) são apresentados na Tabela 5.

**Gráfico 4**  
**Série ProdInd Alisada**





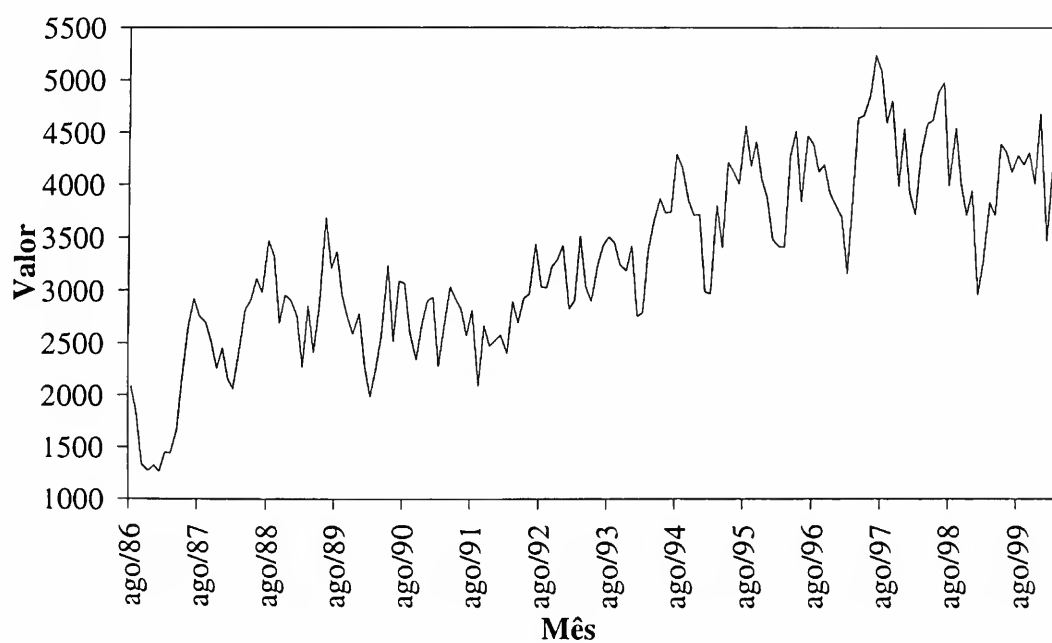
**Gráfico 5**  
**Previsões Acerca da Série ProdInd (%)**



#### 4.2 Série de exportações brasileiras (*Exp*)

Esta série é composta por cento e sessenta e quatro dados mensais referentes às exportações brasileiras em milhões de dólares para o período que vai de agosto de 1986 a março de 2000, sendo representada pelo Gráfico 6.

**Gráfico 6**  
**Exportações Brasileiras em US\$1.000.000**



Fonte: Ipeadata.

Por meio da aplicação da metodologia Box-Jenkins (tradicional) à série, obteve-se:

$$(1-L)(1 - \underset{(0.081800)}{0.268272} L^1 - \underset{(0.083475)}{0.368489} L^2) \text{Exp}or_t = (1 + \underset{(0.072040)}{0.622849} L + \underset{(0.071975)}{0.191806} L^6) \varepsilon_t,$$

onde  $\varepsilon_t \sim IIN(0, 86729.36)$

A Tabela 2 mostra o escalograma relativo à *Exp*or que é utilizado para obter-se o nível de corte (fracionamento) entre a alta e baixa frequência da série. Este fracionamento resultou nas equações (4.3) e (4.4), utilizadas a seguir para a implementação do procedimento AV. As subséries de baixas e altas frequências são apresentadas nos Gráficos 7 e 8.

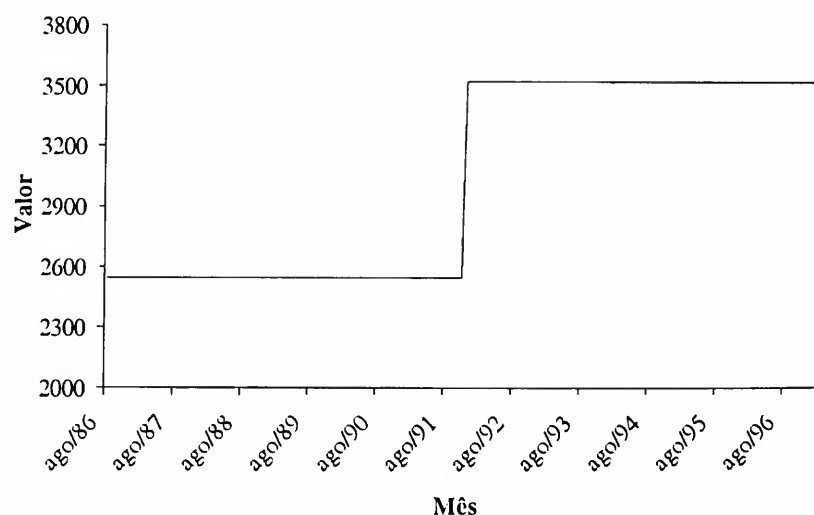
$$x_t = c_{7,0} \cdot \phi_{7,0}(t) + d_{7,0} \cdot \psi_{7,0}(t) \quad (4.3)$$

$$z_t = \sum_{j=1}^6 \sum_{k=0}^{-1+2^{7-j}} d_{j,k} \cdot \psi_{j,k}(t) \quad (4.4)$$

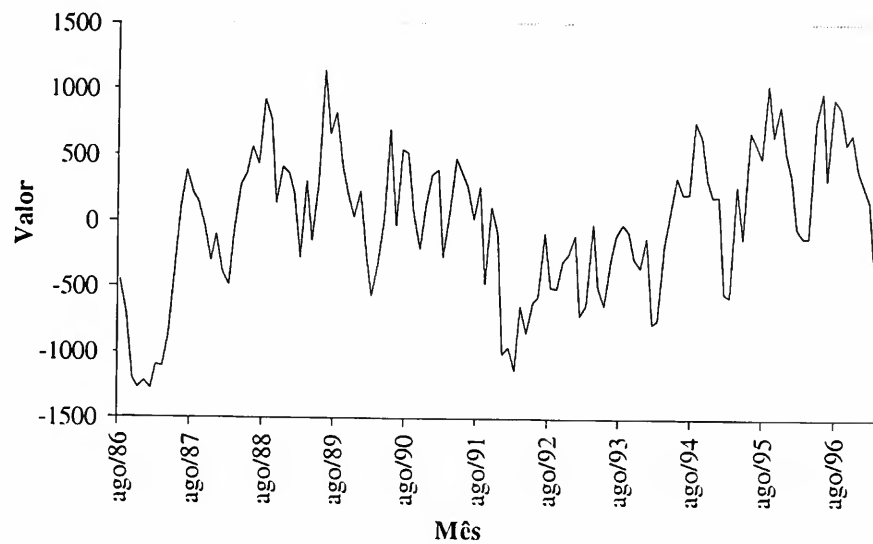
**Tabela 2**

<i>j</i>	1	2	3	4	5	6	7
<i>Eng<sub>j</sub></i>	4838630.5	4253933.7	6270643.1	5884977.4	5938172.0	<b>10929006.6</b>	<b>30543951.0</b>

**Gráfico 7**  
**Série Exp**or - Baixa Frequência



**Gráfico 8**  
**Série Expor - Alta Freqüência**



Mediante a aplicação da metodologia Box-Jenkins às séries  $\{x_t\}_{t=0}^{127}$  e  $\{z_t\}_{t=0}^{127}$ , obteve-se:

$$\begin{cases} (1-L)x_t = \eta_t, \\ \left(1 - \underset{(0.070951)}{0.561115}L - \underset{(0.064141)}{0.257375}L^1\right)z_t = \left(1 - \underset{(0.075387)}{0.232405}L^3 - \underset{(0.078763)}{0.202597}L^5 + \underset{(0.000799)}{0.402046}L^{30}\right)\xi_t, \end{cases}$$

onde  $\eta_t \sim \text{IIN}(0,7515.735)$  e  $\xi_t \sim \text{IIN}(0,83533.88)$ .

Neste caso, ao contrário do que ocorreu para a série de produção industrial, os resultados dos modelos ARIMA ajustados para cada uma das subséries mostra que o fracionamento foi capaz de discriminar perfeitamente a parte estacionária da parte não estacionária da série.

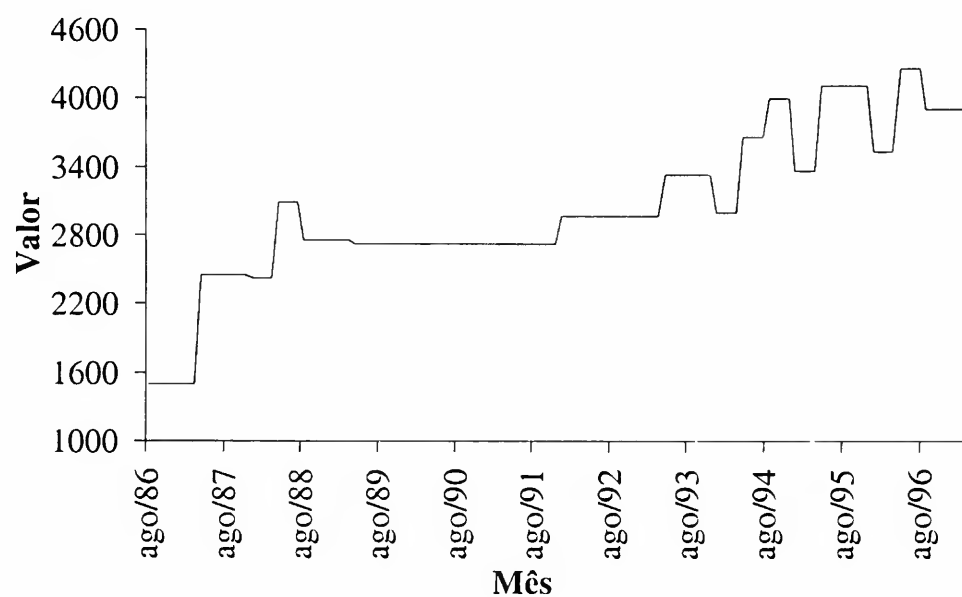
Enquanto a subsérie  $\{x_t\}_{t=0}^{127}$  representa a evolução de longo prazo da série original (parte não estacionária), a subsérie  $\{z_t\}_{t=0}^{127}$  apresenta seu comportamento sazonal (parte estacionária).

Por meio da aplicação da metodologia Box-Jenkins à série alisada (*de-noised*), apresentada no Gráfico 9, obteve-se:

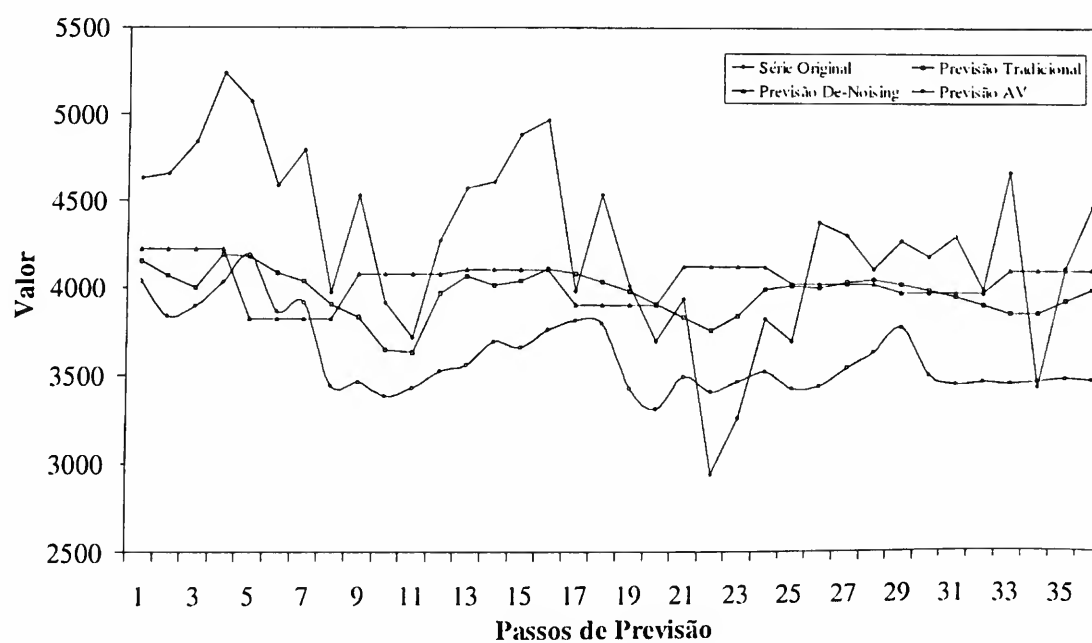
$$(1-L)\left(1 + \underset{(0.068581)}{0.489254}L^4 - \underset{(0.064332)}{0.469292}L^{12}\right)Exp_{or_t} = \left(1 + \underset{(0.000433)}{0.429475}L^8 - \underset{(0.049628)}{0.473335}L^{12}\right)\varepsilon_t,$$

onde  $\varepsilon_t \sim IIN(0, 7623.162)$ . O confronto entre a série original e as previsões associadas aos três métodos encontram-se no Gráfico 10. Os erros absolutos médios, em porcentagem, são apresentados na Tabela 5.

**Gráfico 9**  
**Série Expor Alisada**



**Gráfico 10**  
**Previsões Acerca da Série Expor**



### 4.3 Série volume de pesca na Groelândia (*Fish*)

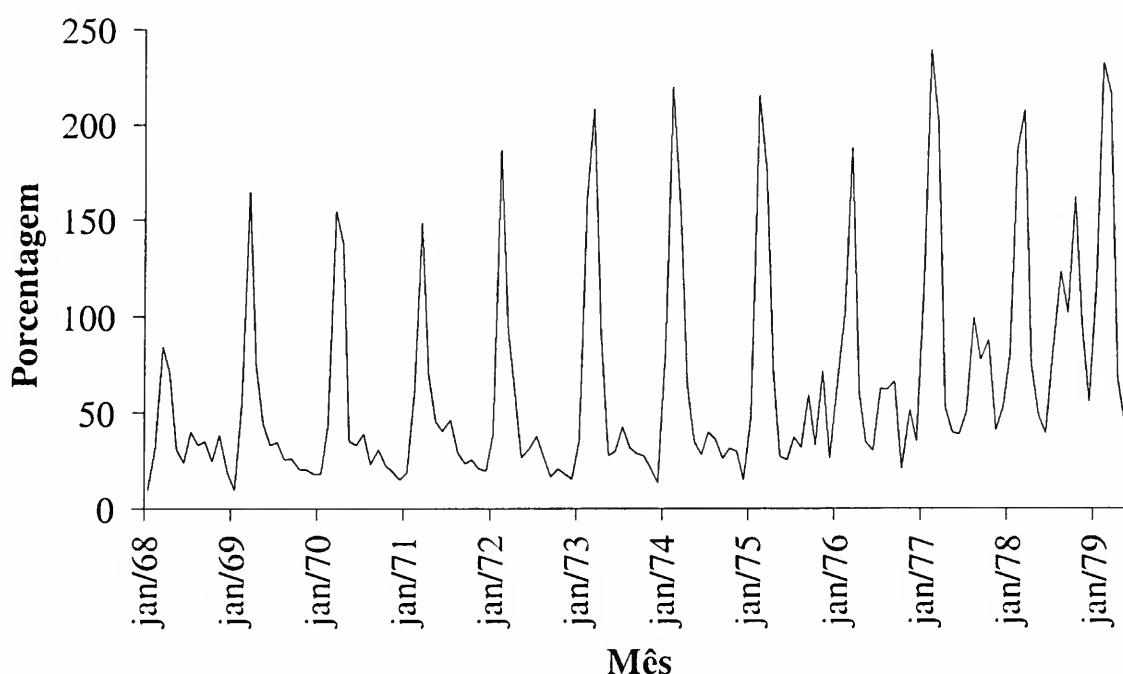
Esta série é composta por cento e trinta e oito dados mensais referentes à pesca de peixes na Groenlândia, com base fixa na média do ano de 1990. O Gráfico 11 apresenta a série *Fish* para o período de janeiro de 1968 a junho de 1979.

Por meio da aplicação da metodologia Box-Jenkins (tradicional) à série, obteve-se:

$$(1-L)(1-L^{12}) \left( 1 + \underset{(0.091831)}{0.184306 L^3} + \underset{(0.094321)}{0.335063 L^{12}} \right) \ln(Fish_t) = \underset{(0.000359)}{0.001861} + (1 + \underset{(0.020986)}{1.059678 L} - \underset{(0.020878)}{0.063941 L^{12}}) \varepsilon_t,$$

onde  $\varepsilon_t \sim IIN(0, 0.110064)$ .

**Gráfico 11**  
**Pesca de Peixes na Groenlândia (%)**



Fonte: FMI.

A Tabela 3 apresenta o escalograma relativo à série *Fish*. Optou-se pela utilização do fracionamento preservador dos valores numéricos da série original e não de sua energia. As séries fracionadas de baixas e altas frequências são apresentadas nas equações (4.5) e (4.6), respectivamente. Os Gráficos 12 e 13 apresentam estas duas séries.

$$x_t = c_{7,0} \cdot \phi_{7,0}(t) + \sum_{j=3}^6 \sum_{k=0}^{-1+2^{7-j}} d_{j,k} \cdot \psi_{j,k}(t) + \sum_{k=0}^{31} a_k d_{2,k} \cdot \psi_{2,k}(t) \quad (4.5)$$

$$z_t = \sum_{k=0}^{31} (1 - a_k) \cdot d_{2,k} \cdot \psi_{2,k}(t) + \sum_{k=0}^{63} d_{1,k} \cdot \psi_{1,k}(t) \quad (4.6)$$

A Tabela 4 apresenta os coeficientes  $\{a_k\}_{k=0}^{31}$  relacionados ao segundo nível de resolução que foram subdivididos entre os dois níveis de frequências.

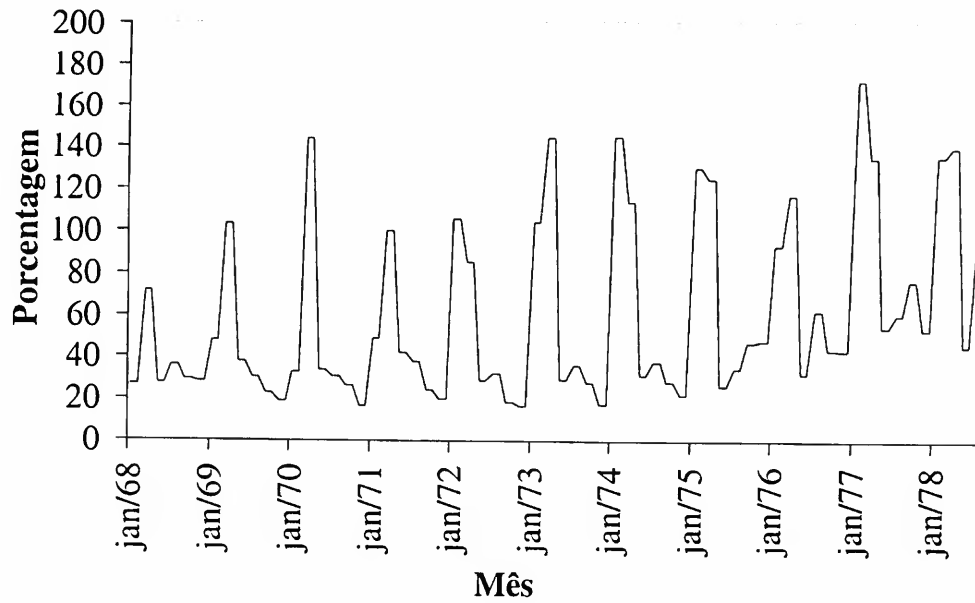
**Tabela 3**

$j$	1	2	3	4	5	6	7
$Eng_j$	<b>118169.3</b>	46779.1	<b>128464.5</b>	33617.4	6265.7	14451.1	14822.1

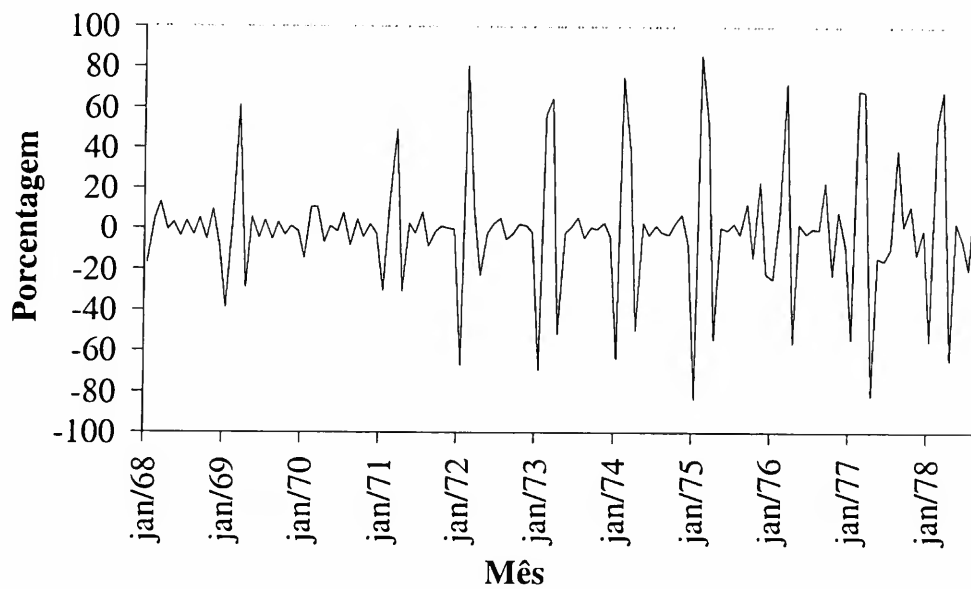
**Tabela 4**

$i$	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$\alpha_i$	0.782	0.963	0.973	0.632	0.871	0.970	0.965	0.990	0.996
10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
0.731	0.897	0.998	0.594	0.996	1.000	0.756	0.872	0.940	0.726
20	21	22	23	24	25	26	27	28	29
0.999	0.997	0.677	0.986	0.448	0.601	0.999	0.976	0.721	0.160
30	31	32							
0.641	0.536	0.944							

**Gráfico 12**  
**Série Fish - Baixa Frequência**



**Gráfico 13**  
**Série Fish - Alta Frequência**



Por meio da aplicação da metodologia Box-Jenkins às séries fracionadas  $\{x_t\}_{t=0}^{127}$  e  $\{z_t\}_{t=0}^{127}$ , obteve-se:

$$\begin{cases} (1-L)(1-L^{12}) \left( 1 + \underset{(0.094528)}{0.439107L^{12}} \right) x_t = \left( 1 + \underset{(0.015079)}{0.959835L^2} \right) \eta_t, \\ (1-L^{12}) \left( 1 + \underset{(0.083718)}{0.571962L^{12}} \right) z_t = (1 + \underset{(0.075167)}{0.940479L} + \underset{(0.078475)}{0.078728L^3}) \xi_t, \end{cases}$$

onde  $\eta_t \sim IIN(0,227.3489)$  e  $\xi_t \sim IIN(0,133.6154)$

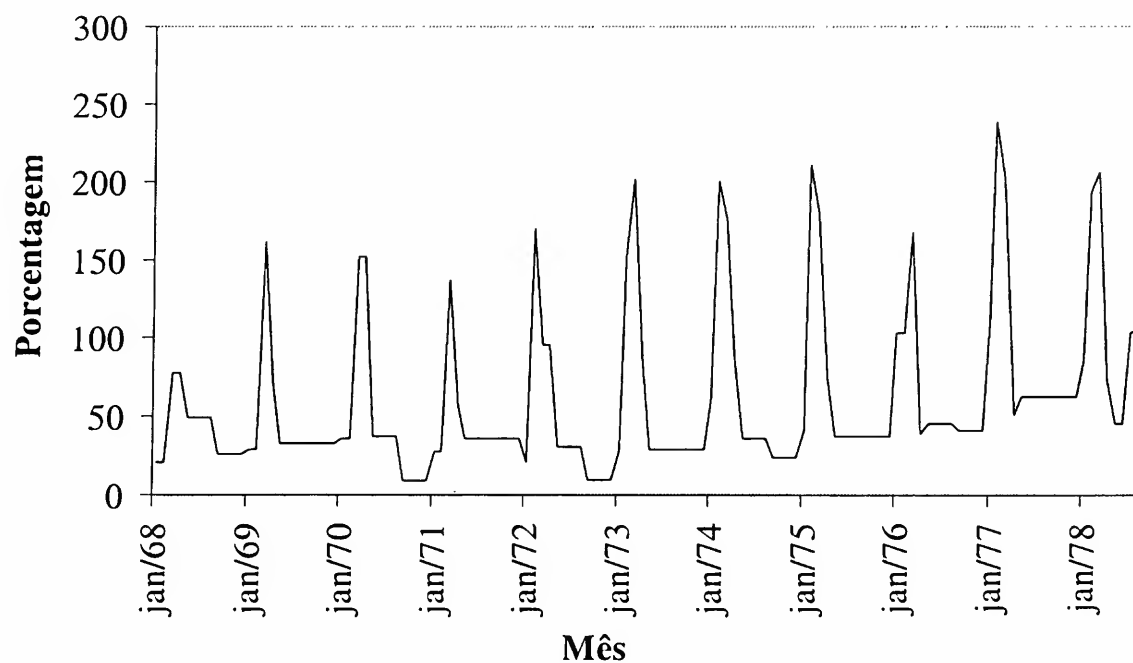
Observa-se que a série de baixas frequências acabou captando as diferenças tanto sazonal como consecutiva, enquanto que a série de altas frequências incorporou o padrão sazonal da série.

Por meio da aplicação da metodologia Box-Jenkins à série alisada (*de-noised*), representada no Gráfico 14, obteve-se:

$$(1-L)(1-L^{12}) \left( 1 + \underset{(0.085234)}{0.519918 L^{12}} \right) Fish_t = \left( 1 + \underset{(0.023747)}{0.967718 L} \right) \varepsilon_t,$$

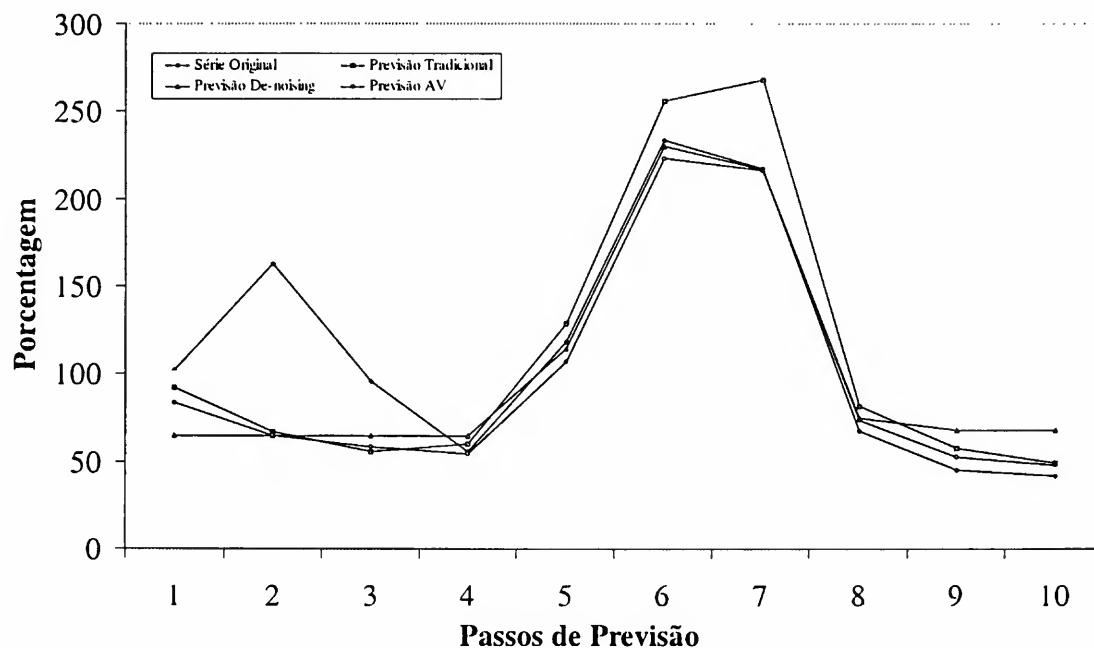
onde  $\varepsilon_t \sim IIN(0, 808.8815)$ . O Gráfico 15 apresenta os valores para a série original e para as previsões pelos três métodos e os erros absolutos médios em porcentagem estão na Tabela 5.

**Gráfico 14**  
**Série Fish Alisada**





**Gráfico 15**  
**Previsões Acerca da Série Fish (%)**



**Tabela 5**

Série	Procedimento	MAPE (%)
<i>ProdInd</i>	Tradicional	4.77909
<i>ProdInd</i>	AV	3.24786
<i>ProdInd</i>	De-noising	6.88524
<i>Expor</i>	Tradicional	9.95489
<i>Expor</i>	AV	15.52875
<i>Expor</i>	De-noising	10.72856
<i>Fish</i>	Tradicional	22.62733
<i>Fish</i>	AV	17.47298
<i>Fish</i>	De-noising	27.35032

## 5 Conclusões

Este artigo apresentou, de forma sistemática, uma introdução às ondaletas e dois possíveis métodos alternativos de previsão. Estes métodos consistem basicamente na aplicação da metodologia ARIMA a subséries extraídas da série original por meio das ondaletas. São utilizados os procedimentos de alisamento (*de-noising*) e de divisão em séries de alta e baixa frequência.

Considerando-se os *MAPEs* referentes às três alternativas de procedimentos de modelagem relativamente às séries de tempo analisadas, observa-se que o procedimento *AV* mostrou-se superior aos demais para duas das mesmas. Isto é um indício de que a modelagem em separado de subséries de baixas e altas frequências pode contribuir positivamente para a qualidade de previsão de séries de tempo. O fato do procedimento de alisamento ter se mostrado sempre inferior ao método tradicional constitui indício de que este primeiro, além de não contribuir positivamente para a qualidade de previsão de séries de tempo, possa estar associado a efeito em sentido contrário.

Cabe ressaltar que os resultados obtidos são dependentes tanto da adequação dos modelos ajustados a cada série ou subsérie analisada quanto, em um nível mais primário, das escolhas inerentes às quantidades de dados disponíveis para os processos de modelagem, às bases de ondaletas empregadas e aos procedimentos de fracionamento e alisamento.

No caso específico das constantes escolhas das cento e vinte e oito primeiras observações para os processos de modelagem e da ondaleta-mãe de Haar, há a possibilidade de as mesmas “privilegiarem” os resultados referentes ao procedimento *AV* ao estabelecerem transformada de ondaletas ortogonal. Ademais, a análise conduzida no presente artigo carece de poder estatístico em dois sentidos:

- i) um conjunto de três séries de tempo consiste de uma amostra muito pequena para uma eventual análise de proporções de relacionamentos entre variáveis aleatórias *MAPE*;
- ii) a análise em questão não considera as variáveis aleatórias *MAPE* de forma inferencial.

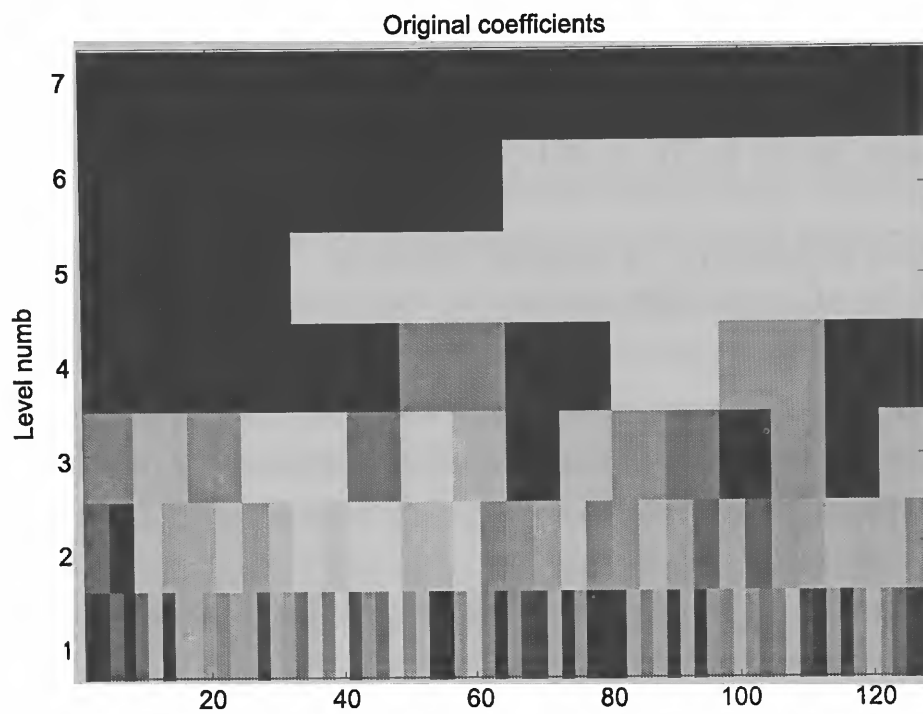
## Referências

- Ariño, M. A. Time series forecasts via wavelets: an application to car sales in the Spanish market. *Discussion Paper 95-30*, ISDS, Duke University, 1995.
- Ariño, M. A.; Vidakovic, B. On wavelet scalograms and their application in economic time series. *Discussion Paper 95-21*, ISDS, Duke University, 1995.
- Daubechies, I. Orthonormal bases of compactly supported wavelets. *Comm. Pure Appl. Math.*, 41, p. 909-996, 1988.
- Daubechies, I. *Ten lectures on wavelets*. Philadelphia: SIAM, 1992.

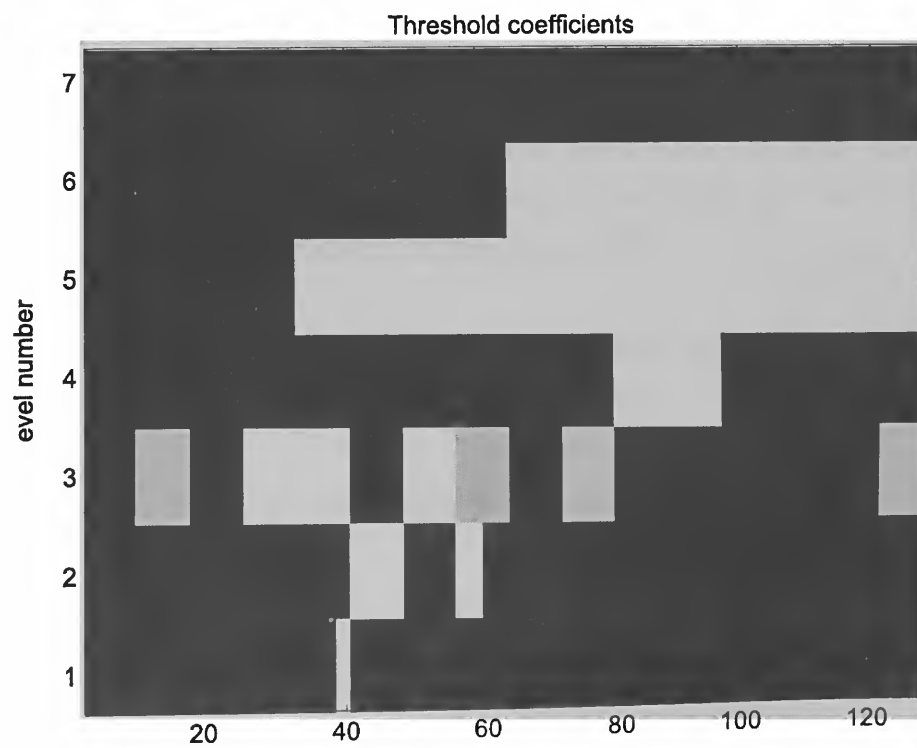
- Donoho, D. L.; Johnstone, I. M. Ideal spatial adaptation via wavelet shrinkage. *Biometrika*, 81, p. 425-455, 1994.
- \_\_\_\_\_. Adapting to unknown smoothness via wavelet shrinkage. *J. Amer. Statist. Association*, 90, p. 1200-1224, 1995.
- \_\_\_\_\_. Minimax estimation via wavelet shrinkage. *Annals of Statistics*, 26, p. 879-921, 1998.
- Donoho, D. L.; Johnstone, I. M.; Kerkyacharian, G.; Picard, D. Wavelet shrinkage: asymptopia? *J. Royal Statist. Society, Series B*, 57. p. 301-369, 1995.
- \_\_\_\_\_. Universal near minimaxity of wavelet shrinkage. *In: Festschrift for Lucien Le Cam. Research papers in probability and statistics*, p. 183-218, Springer Verlag, 1997.
- Grossmann, A.; Morlet, J. Decomposition of hardy functions into square integrable wavelets of constant shape. Society for Industrial and Applied Mathematics (SIAM) *Journal on Mathematical Analysis*, 15, p. 723-736, 1984.
- Johnstone, I. M.; Silverman, B. Wavelet threshold estimators for data with correlated noise. *J. Royal Statist. Society, Series B*, 59, p. 319-351, 1997.
- Mallat, S. A theory for multiresolution signal decomposition: wavelet representation. *IEEE Trans. Pattern Anal. Mach. Intellig.*, 11, p. 674-693, 1989.
- Meyer, Y. *Wavelets: algorithms and applications*. Philadelphia: SIAM, 1993.
- Morettin, P. A. *Ondas e ondaletas: da análise de Fourier à análise de ondaletas*. São Paulo: Edusp, 1999.
- Priestley, M. B. *Spectral analysis and time series*. London: Academic Press, 1981.

## Apêndice

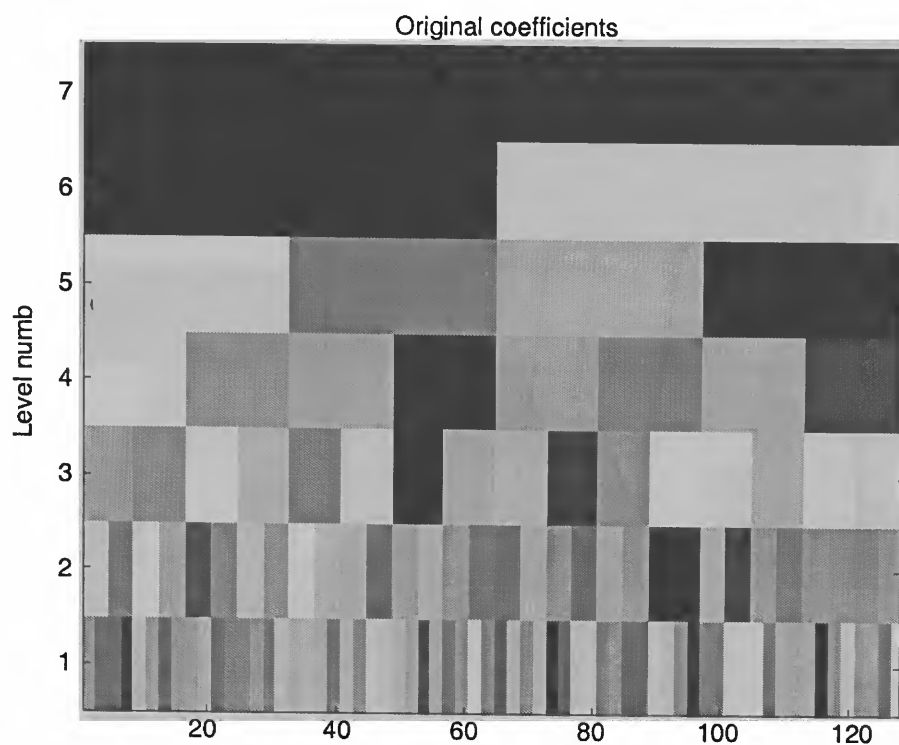
**Gráfico A.1**  
**Coefficientes de Ondaletas Originais para a Série *ProdInd***



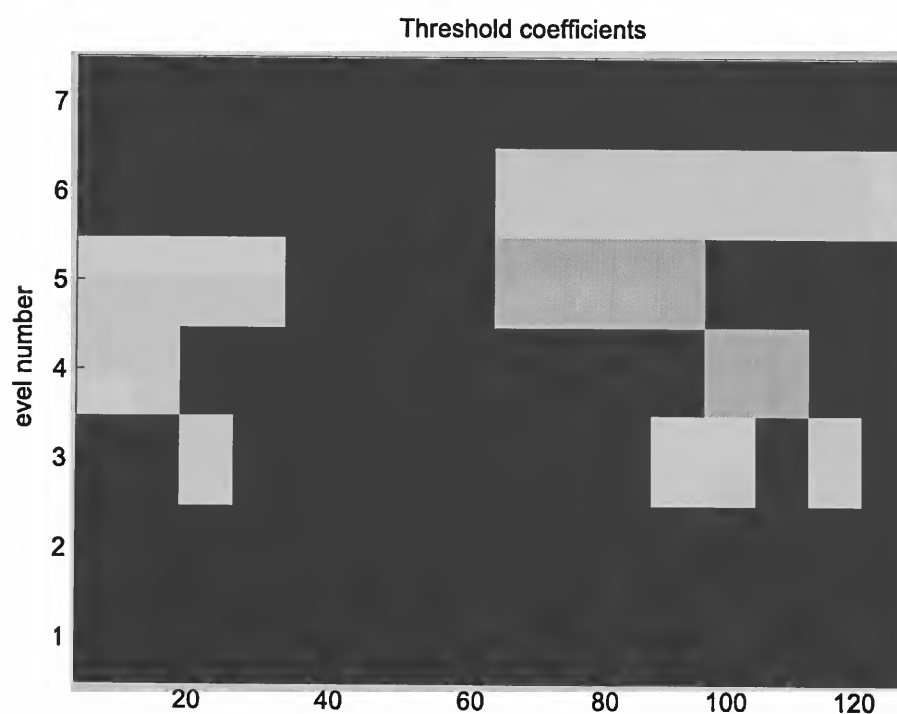
**Gráfico A.2**  
**Coefficientes de Ondaletas Resultantes do Processo de Retirada de Ruído para a Série *ProdInd***



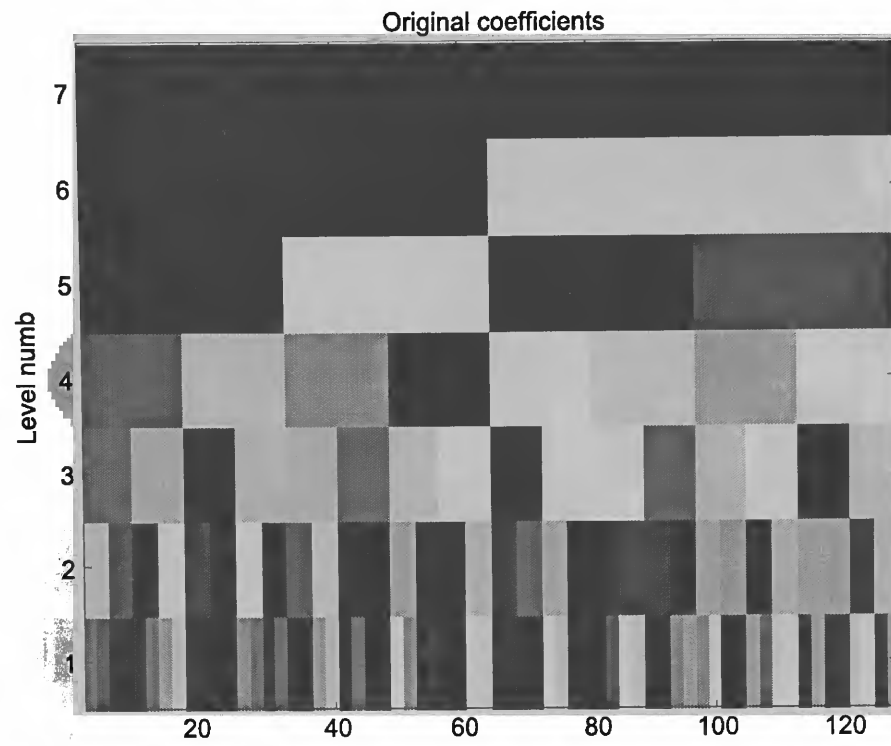
**Gráfico A.3**  
**Coefficientes de Ondaletas Originais para a Série *Expor***



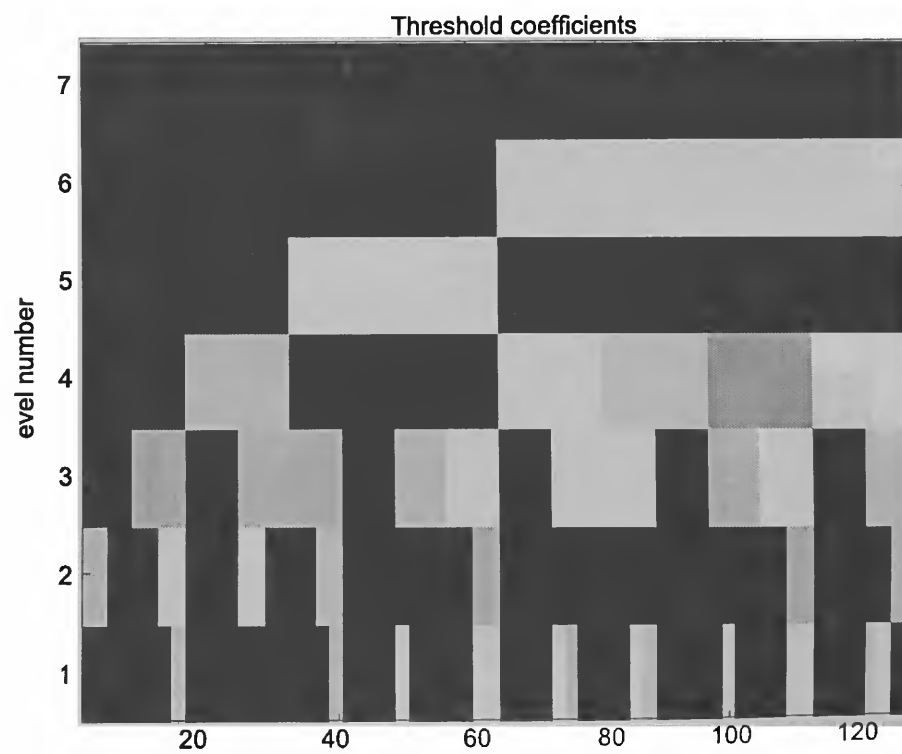
**Gráfico A.4**  
**Coefficientes de Ondaletas Resultantes do Processo de Retirada de Ruído para a Série *Expor***



**Gráfico A.5**  
**Coefficientes de Ondaletas Originais para a Série *Fish***



**Gráfico A.6**  
**Coefficientes de Ondaletas Resultantes do Processo de Retirada de Ruído para a Série *Fish***



# Os impactos do comércio internacional, da mudança tecnológica e da demanda final na estrutura de emprego no Brasil, 1985-1995\*

Katy Maia<sup>§</sup>

## RESUMO

Este artigo examina o impacto da liberalização comercial, da mudança tecnológica e da demanda final na estrutura de emprego, por nível de qualificação, do Brasil, entre os anos de 1985 e 1995. À luz do modelo de Heckscher-Ohlin, decompomos a mudança no emprego utilizando dados das matrizes de insumo-produto e da PNAD. Os resultados mostram relativa mudança na estrutura de emprego, em favor dos trabalhadores qualificados, causada pela liberalização comercial e mudança tecnológica.

**Palavras-chave:** liberalização comercial, qualificação da mão-de-obra, mudança tecnológica, produtividade do trabalho.

## ABSTRACT

This article examines the impact of trade liberalization, technological change and final demand on employment structure by skill level, in Brazil, in between 1985 and 1995. In the light of the Heckscher-Ohlin model, we decompose the employment change, using input-output and PNAD data. The results show relative change on the employment structure in favor of the skilled workers, caused by trade liberalization and technological change.

**Key words:** trade liberalization, skilled workers, technological change, labor productivity.

**JEL classification:** F16

---

\* A autora agradece as orientações dos Professores Jorge Saba Arbache e Maurício Barata de Paula Pinto, fundamentais para a realização deste artigo, o qual foi extraído da tese de doutorado em Economia defendida na UnB em setembro de 2001.

§ Economista da UFPR. e-mail: katymaia@terra.com.br

Recebido em janeiro de 2002. Aceito em outubro de 2002.

## 1 Introdução

Nas últimas décadas, a literatura econômica sobre o mercado de trabalho vem demonstrando grande interesse pela questão da qualificação da mão-de-obra. O mundo atual tem acompanhado, a partir dos anos setenta, consideráveis alterações no âmbito tecnológico, no que se refere tanto à produção quanto à gestão e organização do trabalho. A maior integração entre as nações e a formação de blocos econômicos têm estreitado o comércio internacional.

Esses fenômenos não estão restritos apenas ao mundo industrializado; abrangem, também, países em desenvolvimento, embora os atinjam com intensidade diferente e, em geral, com uma certa defasagem no tempo. Nesse sentido, é compreensível encontrarmos na literatura econômica atual estudos empíricos voltados mais para países industrializados. Há, portanto, um leque bastante amplo a ser explorado no que tange às pesquisas empíricas sobre países em desenvolvimento.

Existe consenso nessa literatura de que, nos últimos anos, tem havido queda da demanda por mão-de-obra menos qualificada em consequência do comércio internacional e da mudança tecnológica.<sup>1</sup> No entanto, há controvérsia entre os pesquisadores quanto à intensidade dessas causas. Para muitos, a queda da demanda por mão-de-obra de baixa qualificação é causada, primordialmente, pela mudança tecnológica, havendo pouca influência da abertura comercial.<sup>2</sup> Outros pesquisadores, no entanto, destacam a relevância do comércio internacional em decorrência da mudança tecnológica.<sup>3</sup> O debate sobre essa questão está longe de chegar ao fim, pois ainda há vários estudos aprofundando o tema.

Algumas razões levam-nos a investigar o caso do Brasil. Primeiramente, porque se trata de um país em desenvolvimento que passou, no início dos anos 90, por um rápido processo de liberalização comercial, o que tornou sua economia mais exposta à concorrência internacional e sujeita a inúmeras mudanças, inclusive no mercado de trabalho. Alguns analistas têm investigado a influência da abertura no emprego, como, por exemplo, Moreira e Najberg (1997), Arbache e Corseuil (2000) e Machado e Moreira (2000).<sup>4</sup> Em segundo lugar, porque

---

1 Katz e Murphy (1992), Bermann, Bound e Griliches (1994), Machin (1996), Nickell e Bell (1995).

2 Greenhalgh, Gregory e Zissimos (1998), Berman, Bound e Machin (1998), e Desjonqueres, Machin e Van Reenen (1999).

3 Wood (1994), Sachs e Shatz (1994) e Haskel e Slaughter (1999).

4 As três obras citadas mostraram, em síntese, que o aumento dos fluxos comerciais causou mudanças expressivas na participação do emprego, embora tenham adotado metodologias distintas à do presente artigo.



grande parcela da mão-de-obra brasileira é composta por trabalhadores de baixa qualificação, supostamente os mais afetados pela mudança tecnológica e pela abertura comercial. Sobre a questão tecnológica no ambiente de liberalização, merecem destaque as pesquisas de Menezes Filho e Rodrigues Júnior (2001), e de Sarquis e Arbache (2001). Por último, porque o Brasil tornou-se uma proeminente economia, que vem se destacando, entre as economias da América Latina, em termos de projeção mundial. Dentro desse contexto, vamos nos ater às seguintes questões:

- Qual o impacto da abertura comercial, da mudança tecnológica e da demanda final na estrutura de demanda de trabalho por grau de qualificação no Brasil?
- Está havendo queda na demanda por mão-de-obra menos qualificada no País?
- O Brasil manteve seu padrão de vantagem comparativa, após a liberalização comercial?

Pesquisas recentes sobre o efeito do comércio internacional, em alguns países em desenvolvimento, têm mostrado que após a abertura comercial os teoremas de Heckscher-Ohlin (H-O)<sup>5</sup> e Stolper-Samuelson (S-S)<sup>6</sup> não são verificados, visto que o processo de liberalização foi acompanhado por um aumento relativo da remuneração do trabalho qualificado, o que implicou crescimento relativo da demanda por este tipo de mão-de-obra.<sup>7</sup> Vale ressaltar que no presente estudo não será abordada a questão da remuneração do trabalho, mas tão-somente a quantidade do fator. Neste sentido, vamos examinar apenas o teorema de H-O, considerando os dois fatores de produção como sendo trabalho qualificado e trabalho menos qualificado.<sup>8</sup>

---

5 O teorema de Heckscher-Ohlin afirma que um país exportará o bem cuja produção é intensiva em seu fator relativamente abundante e importará o bem cuja produção é intensiva em seu fator relativamente escasso. Isto é, prevalecerá a lei das vantagens comparativas.

6 O teorema de Stolper-Samuelson trata da relação entre os preços dos bens e as remunerações reais dos fatores. Mostra que se houver aumento no preço do bem importado intensivo no fator escasso do país, haverá aumento na remuneração desse fator e redução na remuneração do fator abundante. Por exemplo, se em um país, abundante em capital, ocorrerem barreiras à importação do bem intensivo em trabalho, a remuneração desse fator, ou seja, os salários, aumentará, enquanto que a remuneração do capital será reduzida.

7 Robbins (1994, 1996) Currie e Harrison (1997), Hanson e Harrison (1999), Robbins e Gindling (1999), Green, Dickerson e Arbache (2000).

8 A principal teoria para explicar as relações entre comércio, emprego e rendimentos continua sendo o modelo de H-O. Para uma revisão desse modelo veja Leamer (1984).

A metodologia utilizada nesta pesquisa foi inspirada no estudo de Greenhalgh, Gregory e Zissimos (1998). O período examinado limita-se aos anos 1985 e 1995, dois anos bastante distintos em termos de abertura comercial e progresso tecnológico. Com base nos dados das matrizes de insumo-produto<sup>9</sup> e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), aplicamos a metodologia adaptada ao caso brasileiro, e decomposemos os impactos da liberalização comercial, da mudança tecnológica e do consumo final na estrutura de emprego por nível de qualificação.

O texto está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 traçamos um breve histórico do processo de liberalização comercial do País. Na seção 3 apresentamos a metodologia adaptada à aplicação dos dados brasileiros. A seção 4 é dedicada à apresentação dos principais resultados. E, finalmente, na última seção, estão as conclusões do trabalho.

## 2 O processo de liberalização comercial no Brasil

A política de comércio exterior do Brasil sofreu profundas alterações no início dos anos 90, após um longo período de protecionismo com seu mercado praticamente fechado às importações. O esgotamento do padrão de industrialização via substituição de importações deu-se no momento em que o cenário econômico mundial já vinha sinalizando, desde a década de 70, para a necessidade de maior integração comercial, voltando-se novamente para as economias de mercado.<sup>10</sup>

Nessa época, a política comercial brasileira foi marcada por altas tarifas e barreiras não-tarifárias. Eram necessários depósitos para importação, além de exames rigorosos para importar produtos com similar nacional. Essa política protecionista visava restabelecer o equilíbrio interno diante da crise do petróleo bem como aprofundar o processo de substituição de importações. Uma das principais medidas da reforma econômica de dezembro de 1979 foi a alteração do sistema tarifário, com a elevação das tarifas nominais, predominando assim, até 1988, um período de elevada proteção da indústria doméstica.

Embora tardiamente, nesse ano de 1988 foram tomadas as primeiras medidas rumo à liberalização comercial brasileira. Segundo Azevedo e Portugal (1998), as principais medidas

---

9 O estudo sobre matriz de insumo-produto foi baseado em Stone (1961) e em Miller e Blair (1985).

10 Krueger (1998) faz uma análise crítica do regime de substituição de importações adotado por vários países em desenvolvimento, em décadas passadas, e apresenta os argumentos sobre os pretensos benefícios da liberalização comercial como estratégia para o crescimento.

dessa fase inicial foram: redução das alíquotas e eliminação do IOF incidentes sobre as importações; redução da taxa de melhoramento dos portos; e eliminação de alguns regimes especiais de isenção.

A intenção do governo era eliminar a redundância tarifária das tarifas legais. Para isso, a tarifa média de importação foi reduzida de 51%, vigente entre 1985 e 1987, para 41%, em 1988. Como o propósito era a diminuição dos custos de produção para facilitar a inserção dos produtos nacionais no mercado internacional, a tarifa aduaneira média foi reduzida de 44% para 35%, redução esta que atingiu mais o setor de insumos básicos. (Pinheiro e Almeida, 1994) Ainda foram eliminados alguns regimes especiais de importação, que atingiam 15,8% das importações totais, com o intuito de tornar a economia nacional mais competitiva.

Em 1990, com o novo governo, iniciou-se a segunda fase do processo de liberalização, que alterou drasticamente o panorama econômico nacional. A meta do governo era criar condições para que o Brasil participasse mais intensamente do comércio internacional. Nesse sentido, foram aprofundadas, de forma substancial, as mudanças no regime de importações. As medidas mais importantes para implementar essa reforma, de acordo com Azevedo e Portugal (1998), foram: a eliminação das restrições não-tarifárias; a manutenção da redução gradual das alíquotas de importação; e a abolição de grande parte dos regimes especiais de importação.

A fim de ampliar o grau de inserção do Brasil na economia mundial, foram revogadas várias barreiras não-tarifárias. Entre elas, merecem destaque a liberação para importação de uma lista com aproximadamente 1.200 produtos (Anexo C), o fim da obrigatoriedade de financiamento externo para importações acima de 200 mil dólares, além de um conjunto de medidas que visavam facilitar o financiamento de produtos importados.

No que diz respeito às alíquotas de importação, foi implementado, a partir de janeiro de 1991, com o término previsto para dezembro de 1994, um cronograma de redução tarifária, cuja meta era a queda gradual da tarifa média e da modal, bem como do desvio padrão. Entretanto, houve antecipação de seis meses para o término desse cronograma, para que a redução dessas tarifas pudesse auxiliar o plano de estabilização de preços de 1994. Assim, em virtude da necessidade de se disciplinar os preços domésticos dos produtos importáveis, ampliou-se o acirramento da competição externa. (Moura, 2000)

Também foi eliminada grande parte dos regimes especiais de importação, com exceção daqueles vinculados à Zona Franca de Manaus, às exportações e aos acordos internacionais. Dessa forma, devido à recessão do período, a partir de 1990 as importações, sob tais regimes, mantiveram-se estagnadas, estendendo-se até 1992.

Não obstante, o conjunto de medidas adotadas nesta segunda fase do processo de liberalização, que se estendeu até início de 1994, teve como consequência direta o crescimento, em volume e em valor, das importações. O coeficiente de penetração das importações chegou a dobrar em poucos anos, e a balança comercial passou de uma situação **superavitária**, no período de 1985 a 1994, para **deficitária**, em 1995.

Em meados de 1994, com a implantação do Plano Real, cujo principal objetivo era o monitoramento da estabilização econômica, a economia brasileira passa a viver uma nova fase liberalizante. Nesse sentido, a política de importações desempenhou papel relevante como instrumento de controle dos preços. As tarifas dos bens com peso significativo na formação de índice de preços, por exemplo, foram reduzidas para 0% ou 2%, como destacado por Bonelli, Veiga e Brito (1997) e Soares (2000).

Outro fato que contribuiu para acelerar o processo de liberalização foi a entrada em vigor - com antecipação de três meses - da Tarifa Externa Comum (TEC) dos países do Mercosul, a partir de setembro de 1994. Em decorrência da TEC, as tarifas de importação de alguns setores apresentaram considerável queda, tais como os de automóveis, motocicletas, eletrônicos de consumo e química fina. (Kume, 1996)

Esses fatores, somados à valorização cambial, ao aquecimento da atividade econômica doméstica, e ao quadro externo desfavorável, agravado pela elevação das taxas de juros bem como pela crise mexicana, contribuíram para o surgimento, a partir de 1995, de contínuos déficits comerciais. Além disso, havia a demanda por proteção, dos setores que se sentiam prejudicados com a abertura.

Diante desse panorama, no início de 1995 a política comercial foi alterada, havendo um retrocesso, mesmo que temporário, a fim de que houvesse redução dos déficits em conta corrente via balança comercial. Com isso, o governo viu-se obrigado a adotar algumas medidas restritivas, entre elas o aumento das tarifas de importação de alguns produtos, principalmente dos bens de consumo duráveis, automóveis, tratores e caminhões, incluindo-os em uma lista de exceção à TEC.

Com menor autonomia no âmbito da política tarifária, em razão dos compromissos com o Mercosul, o governo recorreu também às restrições não-tarifárias, tais como quotas de importação, para proteger os setores ameaçados pela concorrência externa. Ainda assim, o processo de liberalização tarifária seguiu um caminho razoavelmente estável. Segundo Melo (1998), com as reduções das tarifas e a exclusão dos regimes especiais do período liberalizante cresceu o volume das importações realizadas.

Não obstante, em 1996, suavizado o efeito da crise mexicana, e diante das pressões da Organização Mundial do Comércio (OMC) e do Mercosul, o País intensificou seu processo de abertura, estabelecendo um cronograma de redução tarifária para aqueles produtos cujas alíquotas foram elevadas no início de 1995.

Assim, no início de 1996 praticava-se, no País, tarifa média de 12,5%, não havendo qualquer proibição relevante à importação. (Bonelli *et al.*, 1997) A liberalização comercial foi, portanto, um processo bem-sucedido se considerarmos que neste íterim a economia passou por um período recessivo, de 1990 a 1992, e por algumas descontinuidades, em 1995. Desse modo, podemos inferir que a economia brasileira conduziu, de forma relativamente rápida, no período em análise, o processo estruturalmente constituído pela abertura comercial.

### 3 Metodologia

A metodologia utilizada no presente trabalho foi inspirada no estudo de Greenhalgh *et al.* (1998), que investiga a mudança na estrutura da demanda de mão-de-obra do Reino Unido. Os autores usaram dados de produção de conformidade com as matrizes de insumo-produto de 1979 e 1990, combinados com os de emprego por ocupação e setor dos referidos anos, dados estes utilizados como *proxy* para a qualificação da mão-de-obra.

Para o cálculo da produção brasileira, mostrado a seguir, foi utilizada a classificação do IBGE, que engloba quarenta e dois setores de atividade das matrizes de insumo-produto dos anos de 1985 e 1995. Os valores correntes da matriz de insumo-produto de 1985 foram atualizados para os de 1995, tendo como base os índices de preços por produto (nível 80) elaborados pelo IBGE. Assim, foi possível calcular a variação da produção no período a preços constantes de 1995. Posteriormente, a fim de adaptarmos os resultados da produção aos dados de emprego, agregamos os quarenta e dois setores de atividade em trinta e um. Esse procedimento foi necessário para evitar repetições dos códigos a três dígitos na compatibilização com os códigos a dois dígitos.<sup>11</sup>

Os dados de emprego por grau de escolaridade que serviram como *proxy* para a qualificação da mão-de-obra foram obtidos da PNAD e das matrizes de insumo-produto de 1985 e 1995, ambas do IBGE. Primeiramente calculamos as proporções dos trabalhadores por grau de escolaridade com os microdados da PNAD<sup>12</sup>; em seguida, aplicamos essas

---

11 A compatibilização dos setores de atividade da PNAD e do Sistema de Contas Nacionais foi definida de acordo com o IBGE.

12 Selecionamos indivíduos ocupados, por atividade e por grau de escolaridade.

proporções no total de mão-de-obra da matriz de insumo-produto. Dessa forma, obtivemos a mão-de-obra segundo a sua qualificação.<sup>13</sup>

O grau de escolaridade foi classificado em cinco níveis, de acordo com os anos completos de estudo do trabalhador.<sup>14</sup> Os quatro primeiros níveis, considerados como mão-de-obra menos qualificada, abrangem trabalhadores com até onze anos de estudo; no último nível, que corresponde a trabalhadores com curso superior incompleto ou mais, está representada a mão-de-obra qualificada.

Para cada um dos anos estudados, 1985 e 1995, foi construída uma matriz,  $\mathbf{N}$ , que contém dados sobre emprego, segundo os cinco níveis de escolaridade e os trinta e um setores de atividade. Essas matrizes foram utilizadas com o objetivo de levar em conta a mudança na estrutura de qualificação do emprego decorrente dos efeitos da mudança na demanda final, da liberalização comercial e da mudança tecnológica.

Da matriz  $\mathbf{N}$ , derivamos as matrizes de coeficientes técnicos do emprego direto,  $\mathbf{n}$ , para cada ano pesquisado, matrizes essas que representam o insumo de cada tipo de qualificação requerido para se produzir uma unidade de produto em cada setor de atividade. Agregamos a matriz  $\mathbf{N}$  entre setores de atividade, com vistas a produzir um vetor de emprego por grau de escolaridade  $N$ , assim:

$$N = \mathbf{n}X \quad (1)$$

onde  $X$  é o vetor com o valor bruto da produção total por setor de atividade, e  $\mathbf{n}$  é a matriz de insumo de trabalho por tipo de qualificação, conforme o grau de escolaridade, necessário à produção de uma unidade de produto por setor de atividade.

Na análise da matriz de insumo-produto, a identidade padrão do produto bruto corresponde a:

$$X = \mathbf{A}^d X + \mathbf{S}(C^d + F^d + E) \quad (2)$$

13 O critério de ocupação da PNAD de 1995 é mais abrangente do que da PNAD de 1985, devido à mudança de metodologia adotada pelo IBGE, a qual amplia o pessoal ocupado, principalmente nos setores da agricultura e construção civil. Para eliminar essa distorção, aplicamos o conceito de pessoal ocupado da matriz de 1985 na matriz de 1995.

14 Sem escolaridade, 1 a 4 anos de estudo, 5 a 8 anos de estudo, 9 a 11 anos de estudo, e mais de 11 anos de estudo.

onde  $A^d$  é a matriz de coeficientes técnicos intersetoriais domésticos, ou seja, o produto da matriz de *Market Share* e a matriz de coeficientes técnicos de insumos nacionais;  $S$ , considerada constante, é a matriz de *Market Share*;  $C^d$  é o vetor do fluxo de bens domésticos para o consumo final por setor, isto é, a soma dos vetores do consumo doméstico das famílias e do consumo doméstico da administração pública;  $F^d$  é o vetor do fluxo de bens de capital por setor, ou seja, a soma dos vetores da formação bruta de capital fixo doméstico e da variação de estoque doméstico; finalmente,  $E$  corresponde ao vetor de exportação por setor.

Consideramos a penetração das importações na produção de bens intermediários e finais. Dessa forma, o produto bruto passa a ser expresso como:

$$X = (h \cdot A)X + c \cdot SC + f \cdot SF + SE \quad (3)$$

onde  $A$  é a matriz dos coeficientes técnicos intersetoriais totais, ou seja, o produto da matriz de *Market Share* e a matriz de coeficientes técnicos de insumos totais;  $h$  é a matriz das proporções da demanda doméstica por bens intermediários sobre a demanda total por bens intermediários. Assim,  $h \cdot A$  é o produto de elemento por elemento das matrizes  $h$  e  $A$ , ou seja, é a demanda de bens intermediários nacionais. O vetor  $c$  representa as proporções do consumo final doméstico sobre o consumo final total, e  $SC$  é o vetor do consumo final. Logo,  $c \cdot SC$  é o produto de elemento por elemento dos vetores  $c$  e  $SC$ . Da mesma forma,  $f \cdot SF$  é o produto de elemento por elemento do vetor  $f$  das proporções da demanda doméstica de bens de capital sobre a demanda de bens de capital total e do vetor  $SF$  da demanda de bens de capital. Finalmente, o último termo  $SE$  corresponde ao vetor da exportação.

A extensão da solução da matriz de insumo-produto básica para o produto por setor é:

$$X = (I - h \cdot A)^{-1} (c \cdot SC + f \cdot SF + SE) \quad (4)$$

Ao substituir a equação (4) na equação (1), pode-se determinar o emprego total conforme a qualificação da mão-de-obra, ou seja, o seu grau de escolaridade, por produto, segundo sua composição, demanda final e intermediária:

$$N = nX = n (I - h \cdot A)^{-1} (c \cdot SC + f \cdot SF + SE) \quad (5)$$

Como as expressões (1) e (5) ocorrem em qualquer período, podem, portanto, ser diferenciadas com vistas a fornecer as mudanças ao longo do tempo. Tomando a diferença da equação (1), tem-se:

$$\Delta N = \mathbf{n}_t X_t - \mathbf{n}_0 X_0 \quad (6)$$

onde o índice 0 representa o período inicial e  $t$  o período final. Essa mudança no emprego por grau de escolaridade pode ser vista em termos de mudança no produto e de mudança nos requerimentos de emprego por unidade do produto, o que resulta em:

$$\Delta N = \mathbf{n} \Delta X + \Delta \mathbf{n} X \quad (7)$$

$$\text{onde: } \mathbf{n} = (\mathbf{n}_0 + \mathbf{n}_t) / 2 \quad \text{e} \quad X = (X_0 + X_t) / 2$$

Para decompor a mudança no produto conforme suas origens, tomamos a diferença da expressão (4):

$$\begin{aligned} \Delta X &= X_t - X_0 \\ &= (I - \mathbf{h}_t \mathbf{A}_t)^{-1} (\mathbf{c}_t^* \mathbf{S}_t C_t + \mathbf{f}_t^* \mathbf{S}_t F_t + \mathbf{S}_t E_t) - (I - \mathbf{h}_0 \mathbf{A}_0)^{-1} (\mathbf{c}_0^* \mathbf{S}_0 C_0 + \mathbf{f}_0^* \mathbf{S}_0 F_0 + \mathbf{S}_0 E_0) \\ &= \mathbf{R} (c \Delta SC) \\ &\quad + \mathbf{R} (\Delta SE) + \mathbf{R} (\Delta c^* SC) + \mathbf{R} (\Delta \mathbf{h}^* \mathbf{A}) X + \mathbf{R} (\Delta f^* SF) \\ &\quad + \mathbf{R} (\mathbf{h}^* \Delta \mathbf{A}) X + \mathbf{R} (f^* \Delta SF) \end{aligned} \quad (8)$$

$$\text{onde: } \mathbf{R} = (I - \mathbf{h}^* \mathbf{A})^{-1} = [(I - \mathbf{h}_t \mathbf{A}_t)^{-1} + (I - \mathbf{h}_0 \mathbf{A}_0)^{-1}] / 2$$

Substituindo-se a equação (8) na equação (7) referente à mudança no emprego, e reordenando-se os efeitos da demanda final, do comércio e da mudança tecnológica, obtém-se:

$$\begin{aligned} \Delta N &= \mathbf{n} [\mathbf{R} (c^* \Delta SC)] \\ &\quad + \mathbf{n} [\mathbf{R} (\Delta SE) + \mathbf{R} (\Delta c^* SC) + \mathbf{R} (\Delta \mathbf{h}^* \mathbf{A}) X + \mathbf{R} \Delta f^* SF] \\ &\quad + \mathbf{n} [\mathbf{R} (\mathbf{h}^* \Delta \mathbf{A}) X + \mathbf{R} (f^* \Delta SF)] + \Delta \mathbf{n} X \end{aligned} \quad (9)$$

O primeiro termo do lado direito da equação acima fornece as mudanças no emprego atribuídas ao crescimento do consumo final. Na segunda linha indicam-se os efeitos do comércio sobre o emprego, com base no crescimento das exportações e na penetração das importações no consumo final, na demanda de bens intermediários e na de bens de capital. A terceira linha mostra os efeitos da mudança tecnológica, sendo que o primeiro termo indica o efeito da mudança na matriz  $\mathbf{A}$  sobre o emprego, ou seja, a mudança nas compras de bens intermediários por setor de atividade em termos de trabalho utilizado para produzi-los; o



segundo indica a mudança nas compras de bens de capital por setor de atividade; e o terceiro mostra a mudança na produtividade do trabalho direto.

A presente metodologia também permite obter o impacto no emprego, de acordo com as três origens de mudança, por setor e grau de escolaridade, simultaneamente. Nesse caso, é necessário transformar os vetores de cada termo da equação (9) em uma matriz diagonal. Por exemplo, o termo  $\overline{[\mathbf{R} (c^* \Delta SC)]}$  é a matriz diagonal formada com o vetor do impacto da variação do consumo final sobre a demanda total, que será multiplicada pela matriz dos coeficientes médios do emprego direto,  $\mathbf{n}$ . Dessa forma, obtém-se a matriz da mudança no emprego resultante da mudança no consumo final. De maneira análoga, podem ser encontrados os efeitos sobre o emprego das mudanças no comércio internacional e na tecnologia:

$$\begin{aligned} \Delta N = & \overline{\mathbf{n} [\mathbf{R} (c^* \Delta SC)]} \\ & + \overline{\mathbf{n} [\mathbf{R} (\Delta SE) + \mathbf{R} (\Delta c^* SC) + \mathbf{R} (\Delta h^* A) X + \mathbf{R} \Delta f^* SF]} \quad (10) \\ & + \overline{\mathbf{n} [\mathbf{R} (h^* \Delta A) X + \mathbf{R} (f^* \Delta SF)]} + \Delta \mathbf{n} \bar{X} \end{aligned}$$

#### 4 Análise dos resultados

Com base nos dados de produção e de emprego das matrizes de insumo-produto e da PNAD de 1985 e 1995, aplicamos a metodologia descrita anteriormente para decompor a mudança na estrutura do emprego por categoria de qualificação do Brasil segundo os efeitos do consumo final, do comércio e da mudança tecnológica.

A Tabela 1 mostra a mudança total no emprego por nível de qualificação e por origem, em números de trabalhadores empregados, no período analisado, de acordo com a equação (9). O painel superior está dividido entre estas três grandes categorias, ou seja, o crescimento do consumo final doméstico, a exportação líquida e a mudança tecnológica. Os elementos da segunda coluna desse painel expressam a mudança total no emprego. No painel central, apresenta-se a mudança na mão-de-obra decorrente da exportação líquida e, no inferior, o efeito decorrente da mudança tecnológica.

**Tabela 1**  
**Mudança no Emprego por Nível de Qualificação e Origem da Mudança, Segundo**  
**Número de Trabalhadores Empregados, 1985-1995**

Nível de Qualificação	Origens da mudança no emprego			
	Mudança total no emprego ?N	Consumo n R (c*ΔSC)	Exportação líquida	Mudança tecnológica
Menos Qualificados	5 914 841	11 876 478	-1 563 192	-4 398 445
Qualificados	1 533 481	1 018 780	-81 641	596 342
Mudança absoluta	7 448 322	12 895 258	-1 644 833	-3 802 103

Nível de Qualificação	Exportação líquida	Origens da mudança no emprego devido ao comércio			
		Exportação total n R (Δ SE)	Importação para consumo nR (Δc*SC)	Importação de bens intermediários nR (Δ h*A)X	Importação de bens de capital nR (Δ f*SF)
Menos Qualificados	-1 563 192	278 812	-826 139	-809 882	-205 983
Qualificados	-81 641	60 175	-56 322	-64 626	-20 868
Mudança absoluta	-1 644 833	338 987	-882 461	-874 508	-226 851

Nível de Qualificação	Mudança tecnológica	Origens da mudança no emprego devido à mudança tecnológica		
		Bens intermediários n R (h*Δ A) X	Bens de capital n R (f*ΔF)	Produtividade do trabalho direto Δ n X
Menos Qualificados	-4 398 445	-1 957 948	1 010 692	-3 431 189
Qualificados	596 342	-94 481	95 043	595 780
Mudança absoluta	-3 802 103	-2 052 429	1 105 735	-2 855 409

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das matrizes de insumo-produto e das PNADs de 1985 e 1995.

Inicialmente, observando-se o painel superior, verifica-se que cerca de 7,45 milhões de postos de trabalho foram gerados devido ao efeito positivo do crescimento do consumo final, como contrapartida dos efeitos negativos do comércio e da mudança tecnológica. O consumo final gerou mais de 12,89 milhões de novos postos de trabalho, ao passo que o comércio e a mudança tecnológica eliminaram, aproximadamente, de 1,64 milhão e 3,80 milhões de postos de trabalho, respectivamente. O impacto negativo do comércio foi, portanto, substancialmente

menor que o impacto negativo da mudança tecnológica. Esses resultados não devem surpreender, visto que as novas tecnologias tendem a reduzir os requisitos de mão-de-obra por unidade de produto de forma mais intensa do que o efeito direto do comércio. Resultados semelhantes foram encontrados na pesquisa de Greenhalgh *et al.* (1998), para o Reino Unido, e nas pesquisas sobre a manufatura de Bernam, Bound e Griliches (1994), para os EUA, e de Machin (1996), também para o Reino Unido.

A variação no emprego induzida pelo crescimento do consumo final doméstico teve um impacto fortemente positivo, tendo sido criado mais de 11,8 milhões de postos de trabalho menos qualificados, e em torno de 1 milhão de postos qualificados. Assim sendo, o padrão de crescimento do consumo final doméstico contribuiu significativamente para a geração de emprego. Tal desempenho pode ser interpretado como sendo reflexo da capacidade da economia em absorver as recentes alterações no âmbito tecnológico e do comércio exterior. Resultados similares foram observados nas pesquisas de Greenhalgh *et al.* (1998), para o Reino Unido, e de Moreira e Najberg (1997), para o Brasil.

O impacto da exportação líquida, embora pequeno, foi sistematicamente negativo, visto ter atingido ambos os níveis de qualificação, o que também foi verificado nas pesquisas de Greenhalgh *et al.* (1998) e de Moreira e Najberg (1997). Vale destacar que o efeito do comércio exterior sobre o emprego pode ser tanto positivo quanto negativo, dependendo do nível de penetração das importações e das exportações da economia em questão. Em curtos períodos, próximos à situação de abertura ou de elevado fluxo comercial, isto é, no curto prazo, a tendência será o comércio reduzir o nível de emprego. Essa condição deve ser revertida no longo prazo, à medida que a economia se tornar mais competitiva no mercado internacional.

Como pode ser observado, o efeito da mudança tecnológica consistiu na destruição de elevada quantidade de postos de trabalho de baixa qualificação, aproximadamente 4,40 milhões; por outro lado, houve geração de cerca de 596 mil postos qualificados. Esse desempenho é explicado pelo fato de as novas tecnologias se caracterizarem como poupadoras de mão-de-obra menos qualificada, de um lado, e absorvedoras de mão-de-obra qualificada, de outro, característica esta que toma maior dimensão em ambiente de abertura comercial.

Observando-se o painel central da Tabela 1, referente à decomposição do impacto do comércio sobre o emprego, verifica-se que o efeito da exportação total, embora pouco expressivo, foi positivo em ambos os níveis de qualificação. Já o impacto das importações para o consumo final, de bens intermediários e de bens de capital sobre o emprego foram todos negativos, tendo atingido maior número de postos de trabalho de baixa qualificação.

O impacto negativo da mudança tecnológica sobre o emprego sobrepujou o efeito direto do comércio. Como mencionamos anteriormente, isso não nos surpreendeu, visto que as inovações tecnológicas tendem a reduzir os requisitos de mão-de-obra por unidade de produto, o que implica a destruição de postos de trabalho menos qualificados.

O painel inferior da Tabela 1 mostra a decomposição do impacto da mudança tecnológica sobre o emprego. Pode-se observar que embora as compras de bens intermediários tenham destruído postos de trabalho em ambos os níveis de qualificação, os postos de baixa qualificação foram os mais atingidos. Por outro lado, as compras de bens de capital beneficiaram o emprego, havendo geração de postos de trabalho também em ambos os níveis de qualificação, principalmente no que se refere aos menos qualificados, visto que esses abrangem o maior contingente de mão-de-obra do País. Já o impacto da produtividade do trabalho direto sobre o emprego reduziu substancialmente o número de postos de trabalho menos qualificados, concomitantemente à criação de postos qualificados, embora em número bem menor. Sobre esse aspecto, vale ressaltar outros fatores que podem ter contribuído para a incorporação de novas tecnologias, como a entrada de investimentos estrangeiros e os efeitos externos positivos advindos da abertura. (Sarquis e Arbache, 2001) Vale ainda ressaltar que Moreira e Najberg (1997) encontraram, em seu estudo, um impacto positivo da produtividade sobre o emprego, o que sugere ter havido baixa eficiência no período pós-abertura. Os nossos resultados, ao contrário, mostram, claramente, que o impacto da produtividade do trabalho sobre o emprego foi negativo, o que indica ganhos de eficiência no período analisado. É preciso destacar, contudo, que tais ganhos ocorreram no trabalho menos qualificado.

A constatação da mudança do emprego decorrente do impacto dos três fatores em questão, em números de trabalhadores, é muito interessante. O mais importante, todavia, é analisar a mudança porcentual do emprego por nível de qualificação e por origem, tendo-se como base o ano de 1985. Usando uma estrutura similar à da tabela anterior, a Tabela 2 mostra a mudança relativa, no período examinado.

No painel superior, verifica-se que a mudança no emprego foi de 13,9%, em virtude do efeito positivo do consumo final *vis-à-vis* os efeitos negativos do comércio e da mudança tecnológica. O consumo final beneficiou o emprego em 24,1%, enquanto o comércio e a mudança tecnológica reduziram-no em 3,1% e 7,1%, respectivamente. Em termos relativos, podemos observar, portanto, que a dimensão do impacto direto do comércio foi substancialmente menor do que a do impacto negativo da mudança tecnológica.

**Tabela 2**  
**Mudança no Emprego por Nível de Qualificação e Origem da Mudança, com Base em 1985, entre 1985 e 1995 (em porcentagem)**

Nível de Qualificação	Mudança total no emprego $\Delta N$	Origens da mudança no emprego		
		Consumo $nR (c^* \Delta SC)$	Exportação líquida	Mudança tecnológica
Menos Qualificados	11,8	23,7	-3,1	-8,8
Qualificados	40,6	27,0	-2,2	15,8
Mudança relativa	13,9	24,1	-3,1	-7,1
Mudança absoluta	7 448 322	12 895 258	-1 644 833	-3 802 103

Nível de Qualificação	Exportação líquida	Origens da mudança no emprego devido ao comércio			
		Exportação total $nR (\Delta SE)$	Importação para consumo $nR (\Delta c^* SC)$	Importação de bens intermediários $nR (\Delta h^* A) X$	Importação de bens de capital $nR (\Delta f^* SF)$
Menos Qualificados	-3,1	0,6	-1,7	-1,6	-0,4
Qualificados	-2,2	1,6	-1,5	-1,7	-0,6
Mudança relativa	-3,1	0,6	-1,7	-1,6	-0,4
Mudança absoluta	-1 644 833	338 987	-882 461	-874 508	-226 851

Nível de Qualificação	Mudança tecnológica	Origens da mudança no emprego devido à mudança tecnológica		
		Bens intermediários $nR (h^* \Delta A) X$	Bens de capital $nR (f^* \Delta F)$	Produtividade do trabalho direto $\Delta n X$
Menos Qualificados	-8,8	-3,9	2,0	-6,9
Qualificados	15,8	-2,5	2,5	15,8
Mudança relativa	-7,1	-3,8	2,0	-5,3
Mudança absoluta	-3 802 103	-2 052 429	1 105 735	-2 855 409

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das matrizes de insumo-produto e das PNADs de 1985 e 1995.

Em relação à qualificação da mão-de-obra, o impacto positivo do crescimento do consumo final doméstico sobre o emprego foi maior entre os postos de trabalho qualificados, ao passo que o pequeno efeito negativo do comércio foi mais intenso em postos de trabalho de baixa qualificação. Já o efeito negativo da mudança tecnológica refletiu-se na redução de 8,8% do

emprego menos qualificado; por outro lado, o emprego qualificado foi favorecido em aproximadamente 15,8%. Esses resultados mostram claramente que os trabalhadores qualificados foram os mais beneficiados nesse período.

Examinando-se o painel central da Tabela 2, referente à decomposição do impacto do comércio sobre o emprego, verifica-se que o efeito positivo da exportação total foi mais intenso nos postos de trabalho qualificados. Este resultado é o oposto do esperado pela teoria, se considerarmos a dotação relativa do País. Tal comportamento, no entanto, pode ser explicado pela hipótese *skill-enhancing-trade* de Robbins (1994, 1996), observada em recentes pesquisas para países em desenvolvimento, mais precisamente pela contribuição da tecnologia via bens de capital. No que se refere ao impacto negativo das importações para o consumo final, de bens intermediários e de bens de capital sobre o emprego, observa-se que ambos os níveis de qualificação foram afetados praticamente na mesma intensidade - com porcentual menor da importação de bens de capital -, o que também contraria os preceitos teóricos.

O painel inferior da Tabela 2 mostra a decomposição do impacto da mudança tecnológica sobre o emprego. A intensidade do efeito negativo das compras de bens intermediários foi um pouco menor relativamente ao emprego qualificado. Entretanto, a intensidade do efeito positivo das compras de bens de capital foi maior no que se refere ao emprego qualificado. Isto é explicado pela complementaridade existente entre tecnologia e capital humano, como observado por Menezes Filho e Rodrigues Júnior (2001), na pesquisa sobre abertura comercial, tecnologia e qualificação na manufatura brasileira.

Quanto ao efeito da produtividade do trabalho direto sobre o emprego, a redução de postos menos qualificados atingiu cerca de 6,9%, no entanto, a criação de novos postos qualificados ultrapassou 15,8% no período. Logo, a geração de emprego advinda da mudança tecnológica deve-se basicamente à produtividade do trabalho direto, o que vem corroborar a hipótese dos efeitos externos positivos da abertura sobre o capital humano, testada por Sarquis e Arbache (2001).

Se considerarmos que a mudança tecnológica está diretamente associada à produtividade total dos fatores (PTF), como em Hay (1998), Rossi Jr. e Ferreira (1999), e Arbache e Menezes Filho (2000), podemos então dizer que os nossos resultados indicam desempenho semelhante aos observados por esses autores.<sup>15</sup> Em outras palavras, o impacto negativo da

---

15 A autora esclarece que a metodologia aplicada não contempla a produtividade total dos fatores (PTF), mas tão-somente da produtividade do trabalho direto, mas ressalta que os resultados deste artigo sinalizam na mesma direção dos obtidos por autores que estudaram a PTF.

mudança tecnológica sugere a ocorrência de significativo crescimento da produtividade após o processo de liberalização comercial. É importante ressaltar que o crescimento da produtividade da mão-de-obra está estreitamente ligado à reestruturação produtiva dos setores que normalmente acompanha o processo de abertura comercial. Vale destacar que ante a ameaça de maior concorrência, no início do processo de liberalização, muitas firmas foram compelidas a buscar novas formas de produção. Como veremos a seguir na análise setorial, muitos setores foram beneficiados com o acesso facilitado às importações de máquinas e equipamentos, bem como de insumos de melhor qualidade, o que contribuiu para a incorporação de novas tecnologias em seus processos produtivos. A reestruturação produtiva das empresas brasileiras incluiu, também, novas formas de gestão de trabalho, “importadas” de outros países, com vistas a reduzir custos e elevar o nível de competitividade para que a inserção do mercado brasileiro no mercado internacional fosse ampliada.

Vale salientar, ainda, que ao se considerarem essas variações percentuais ocorridas no emprego, as quais indicam claramente benefícios maiores em favor do trabalho qualificado, devemos ter em mente que a proporção desse tipo de mão-de-obra no Brasil ainda é bastante baixa, representando, no período analisado, menos de 10% do seu total.

#### 4.1 Análise setorial

Com o cálculo da equação (10) foi possível verificar a mudança no emprego por setor e grau de escolaridade, em número de trabalhadores empregados e percentual do nível de qualificação, segundo as três origens de mudança: variação no consumo final, liberalização comercial e mudança tecnológica. Os resultados são apresentados na Tabela A1 do Apêndice.

Vale destacar alguns aspectos relevantes desses resultados. Por exemplo, o maior crescimento do emprego devido ao efeito do consumo final deu-se no setor de comunicações. Isto pode ser explicado pelas alterações na composição da demanda ao longo do período. O setor de calçados foi o único a destruir postos de trabalho em decorrência desse efeito; neste caso, deve-se, principalmente, à abertura comercial - importação de calçados dos novos países industrializados (NPI) e da China. Moreira e Najberg (1997) também observaram tal desempenho do setor de calçados.

O impacto positivo da exportação total foi maior nos setores de papel e gráfica, indústrias diversas e de calçados. Este comportamento pode estar relacionado, em parte, à liberalização comercial e, em parte, à qualidade dos produtos brasileiros, o que os tornou mais competitivos no mercado internacional. Já as exportações dos setores de extração de petróleo e gás, refino de petróleo e agropecuária reduziram o emprego no período analisado.



A penetração das importações para consumo destruiu relativamente mais postos de trabalho no setor de automóveis, caminhões, ônibus, outros veículos e peças; de indústrias diversas; de calçados; de material elétrico e equipamentos eletrônicos, entre outros. Os setores que se destacaram pela redução do emprego devido à penetração das importações de bens intermediários foram: farmácia e perfumaria; têxtil; borracha; refino de petróleo; e material elétrico e equipamentos eletrônicos. O setor de extração de petróleo e gás foi o único que gerou emprego, principalmente qualificado. Já a importação de bens de capital destruiu postos de trabalho, especialmente nos setores de máquinas e tratores; de material elétrico e equipamentos eletrônicos; e indústrias diversas. A penetração das importações mostra, claramente, que o processo de liberalização incentivou o consumo, principalmente o de bens intermediários. Isto mostra que tais setores precisariam de um período maior para se adaptarem ao novo panorama econômico e reestruturarem seus processos produtivos a fim de ganharem espaço no mercado mundial.

Quanto ao efeito da mudança tecnológica sobre o emprego, no que se refere às compras de bens intermediários, o setor de extração de petróleo e gás foi o que mais destruiu postos de trabalho, tendo sido atingidos principalmente os trabalhadores qualificados. Em seguida, vêm os setores de siderurgia e metalurgia, minerais não-metálicos, e extrativa mineral. Vale ressaltar que, no que diz respeito às compras de bens intermediários, todos os setores eliminaram postos de trabalho, em ambos os níveis de qualificação, com exceção dos *non-traded*. Esse efeito sugere que, de forma geral, os setores tornaram-se mais eficientes devido ao crescimento da produtividade.<sup>16</sup> Já as compras de bens de capital, como vimos anteriormente, afetou positivamente o emprego. Os setores que mais contribuíram para a criação de postos de trabalho foram os de material elétrico e equipamentos eletrônicos; automóveis, caminhões, ônibus e outros veículos e peças; máquinas e tratores; extração de petróleo e gás; siderurgia e metalurgia; e artigos de plástico, indicando a existência de maior complementaridade entre capital humano e tecnologia nestes setores. Já as indústrias alimentícias, de vestuário, e têxtil foram as únicas a eliminar postos de trabalho, em ambos os níveis de qualificação, o que indica que, ao adquirirem máquinas e equipamentos mais modernos (automatizados e/ou robotizados), essas indústrias, consideradas tradicionais, dispensaram mão-de-obra.

---

16 Os resultados da pesquisa de Rossi Jr. e Ferreira (1999) mostram que a produtividade industrial brasileira aumentou significativamente a partir de 1990, devido principalmente à reestruturação produtiva que acompanhou o processo de abertura comercial.



Finalmente, como visto nas Tabelas 1 e 2, a produtividade do trabalho direto reduziu o emprego, no período analisado. Os setores que eliminaram relativamente mais postos de trabalho em ambos os níveis de qualificação foram: comunicações; instituições financeiras; serviços industriais de utilidade pública; material elétrico e equipamentos eletrônicos; e automóveis, caminhões, ônibus, outros veículos e peças. Uma característica comum a esses setores, e que explica tal desempenho, é o alto nível de informatização e automação incorporado no processo produtivo nestes últimos anos. Considerando-se que o crescimento da produtividade tende a eliminar postos de trabalho, podemos identificar esses setores como os que obtiveram melhor desempenho em termos produtividade do trabalho. Alguns setores reduziram emprego menos qualificado e, concomitantemente, geraram emprego qualificado. Entre eles destacaram-se: indústria têxtil; papel e gráfica; agropecuária; extrativa mineral; e indústrias diversas. Por outro lado, alguns setores criaram postos de trabalho em ambos os níveis de qualificação, como, por exemplo: extração de petróleo e gás; minerais não-metálicos; serviços; vestuário; calçados; comércio; e transportes. Neste caso, podemos considerar que tais setores apresentaram baixa produtividade do trabalho.

A partir dessa análise setorial, podemos inferir que, naqueles setores em que ocorreu maior impacto negativo no emprego de baixa qualificação, possivelmente já vinham sendo incorporados mais intensamente novos processos produtivos e de gestão do trabalho, o que provavelmente aumentou a eficiência de tais setores. Assim, ao se tornarem mais expostos ao comércio internacional, em face do processo de liberalização comercial, estavam suficientemente preparados e obtiveram melhor desempenho e, como consequência, deu-se o avanço do processo de reestruturação produtiva, com ganhos de produtividade do trabalho direto.

Finalmente, o impacto da mudança tecnológica, do consumo final e da liberalização comercial sobre o emprego, no período analisado, mostrou que os setores que absorveram relativamente mais mão-de-obra qualificada foram aqueles nos quais a produtividade do trabalho gerou relativamente mais emprego, a maioria, intensivos em trabalho.<sup>17</sup> Por outro lado, os setores que mais eliminaram emprego com a liberalização comercial foram, majoritariamente, os intensivos em capital.<sup>18</sup> Tal resultado é compatível com o padrão de vantagem comparativa do Brasil.

---

17 Intensidade em trabalho no sentido mais amplo, isto é, sem distinguir o nível de qualificação da mão-de-obra, e em relação ao fator capital.

18 Intensidade em capital em relação ao fator trabalho.

Não devemos esquecer, ainda, que ocorreram mudanças significativas no panorama macroeconômico brasileiro entre 1985 e 1995, como o “Plano Real”, as privatizações, além do maior fluxo de investimentos estrangeiros, que direta ou indiretamente interferiram no desempenho de muitos setores e, conseqüentemente, no nível de emprego do País.

O conjunto dos resultados obtidos no presente artigo sugere que, no período em questão, as empresas brasileiras tornaram-se mais eficientes em seus processos produtivos, aspecto este que indica maior produtividade da mão-de-obra. Um dos fatores que contribuíram para tal desempenho está diretamente associado ao nível mais elevado de educação dos trabalhadores, embora a produtividade da mão-de-obra qualificada tenha sido menor do que a da mão-de-obra menos qualificada. Podem ser apontados, ainda, como responsáveis por este desempenho os seguintes fatores: a maior quantidade de insumos importados usados na produção, o que pode ter aumentado o valor adicionado dos produtos, e a aceleração do processo de reestruturação produtiva da indústria nacional.

#### **4.2 Análise do padrão de vantagem comparativa do Brasil**

A partir dos resultados da mudança no emprego ora obtidos, especificamente os que se referem à exportação e à importação, bem como dos dados de importação da matriz de insumo-produto de 1985, é possível verificar-se a teoria da vantagem comparativa, por meio da intensidade da mão-de-obra das exportações e da substituição de importações brasileiras. Para tanto, usamos um método, baseado em Leontief (1954), de avaliação dos requisitos de mão-de-obra das exportações e da substituição das importações,<sup>19</sup> por nível de qualificação e número de trabalhadores empregados.

Inicialmente mensuramos o impacto direto da importação total na mão-de-obra por nível de qualificação, somando as três colunas da Tabela 1 referentes à importação - para consumo, de bens intermediários e de bens de capital - e calculando seus respectivos percentuais. Os resultados, apresentados na Tabela 3, mostram que a importação total destruiu aproximadamente 1,98 milhão de postos de trabalho. Isto significou uma redução de 3,7% no emprego. Mesmo tendo-se observado a redução de 1,84 milhão de postos menos qualificados, pode-se verificar que ambos os níveis de qualificação da mão-de-obra foram atingidos quase na mesma intensidade.

---

19 Os requisitos de mão-de-obra da substituição das importações referem-se à quantidade de mão-de-obra necessária à produção interna de todos os produtos importados.

**Tabela 3**  
**Mudança no Emprego, por Nível de Qualificação e por Variação na Importação, de**  
**Trabalhadores Empregados (em Número Absoluto e Porcentual),**  
**com Base em 1985, Entre 1985 e 1995**

Nível de Qualificação	Importação total	Importação para consumo nR ( $\Delta c^*SC$ )	Importação de bens intermediários nR ( $\Delta h^*A$ )X	Importação de Bens de capital nR ( $\Delta f^*SF$ )
<b>Varição Bruta</b>				
Menos Qualificados	-1 842 004	-826 139	-809 882	-205 983
Qualificados	-141 816	-56 322	-64 626	-20 868
Mudança absoluta	-1 983 820	-882 461	-874 508	-226 851
<b>Varição Porcentual</b>				
Menos Qualificados	-3,7	-1,7	-1,6	-0,4
Qualificados	-3,8	-1,5	-1,7	-0,5
Mudança relativa	-3,7	-1,7	-1,6	-0,4

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados das matrizes de insumo-produto e das PNADs de 1985 e 1995.

Em seguida, utilizando os dados de importação da matriz de insumo-produto de 1985 e os resultados da mudança no emprego devido à exportação total (Tabela 1) e à importação total (Tabela 3), calculamos os requisitos de mão-de-obra das exportações e da substituição das importações, por nível de qualificação e número de trabalhadores empregados (Tabela 4).

Podemos verificar que em 1985 as exportações brasileiras incorporam uma quantidade de mão-de-obra (seja menos qualificada ou qualificada) maior do que seria requerida para a substituição da produção doméstica das importações. O impacto das exportações sobre o trabalho qualificado representou um acréscimo de 33% em 1995, se comparado a 1985, e apenas 6% sobre o trabalho menos qualificado. Já a substituição das importações registrou significativo crescimento, similar em ambos os níveis de qualificação (130% e 132%), no mesmo período. No entanto, o que mais chama a atenção é o significativo impacto das exportações sobre a mão-de-obra qualificada, o que representou um efeito de 1,6% no emprego total, como vimos na Tabela 2.

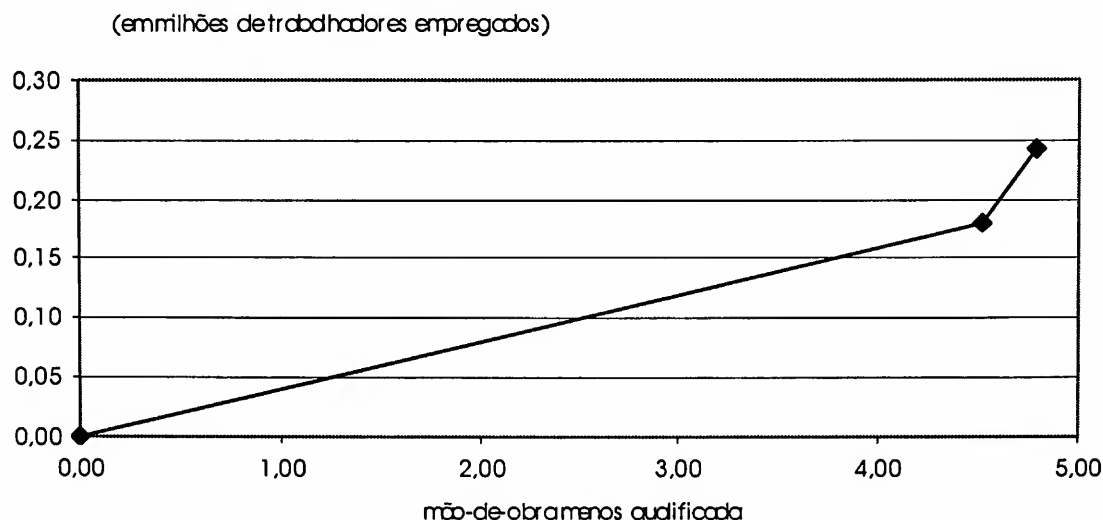
**Tabela 4**  
**Requisitos da Mão-de-Obra das Exportações e da Substituição das Importações,**  
**por Nível de Qualificação e Número de Trabalhadores Empregados**

<b>Em 1985</b>		
Mão-de-obra	Exportações	Substituição de Importações
Menos Qualificada	4 515 165	1 418 985
Qualificada	181 079	107 385
<b>Em 1995</b>		
Mão-de-obra	Exportações	Substituição de Importações
Menos Qualificada	4 793 977	3 260 989
Qualificada	241 254	249 201
<b>Mudança porcentual (base 100 = 1985)</b>		
Mão-de-obra	Exportações	Substituição de Importações
Menos Qualificada	6,18	129,81
Qualificada	33,23	132,06

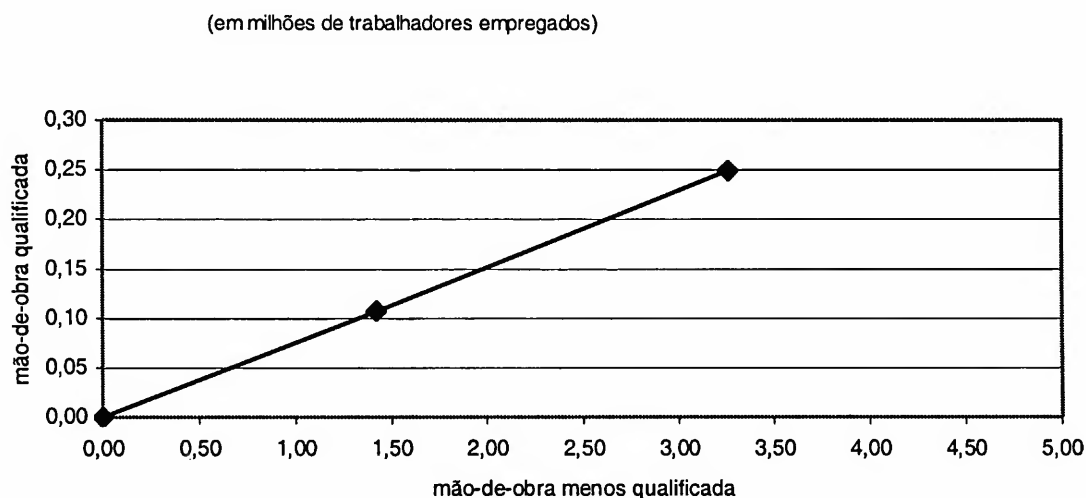
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das matrizes de insumo-produto e das PNADs de 1985 e 1995.

As Figuras 1 e 2 mostram os requisitos totais de mão-de-obra das exportações e para a substituição das importações, respectivamente, de acordo com a Tabela 4. Pelas figuras, podemos visualizar que após a liberalização comercial houve mudança na intensidade da mão-de-obra. Especificamente, aumentou a intensidade da mão-de-obra qualificada nas exportações, ao contrário do que a dotação relativa do Brasil recomendaria, segundo os preceitos teóricos, já que o País é intensivo em mão-de-obra menos qualificada (ver dotação relativa do País, na Tabela 5). Além disso, a liberalização comercial não alterou a proporção dos fatores usada nas importações. Esses resultados, contrários ao esperado segundo a teoria, podem ser justificados pela maior qualificação da mão-de-obra brasileira no período.

**Figura 1**  
**Requisitos Totais de Mão-de-obra das Exportações Brasileiras entre 1985 e 1995**



**Figura 1**  
**Requisitos Totais de Mão-de-obra das Exportações Brasileiras Entre 1985 e 1995**



A Tabela 5 mostra a intensidade da mão-de-obra por nível de qualificação, ou seja, a relação entre trabalho qualificado e menos qualificado nas exportações e importações, bem como a dotação relativa de mão-de-obra do Brasil, em 1985 e 1995. Os resultados indicam que, nesses anos, antes e após a liberalização, as exportações brasileiras apresentam-se como sendo intensivas em mão-de-obra menos qualificada; já as importações brasileiras, se substituídas por produção nacional dos mesmos bens, seriam intensivas em mão-de-obra qualificada, o que é compatível com a dotação relativa do País. Resultado semelhante foi encontrado nas pesquisas de Machado (1997), Moura (2000), e Machado e Moreira (2000).

Embora estejam de acordo com o teorema de Heckscher e Ohlin, nossos resultados indicam que a intensidade da mão-de-obra qualificada aumentou entre 1985 e 1995, o que contraria a teoria, pois, como vimos, o Brasil é um país intensivo em mão-de-obra menos qualificada. Nossos resultados mostram ainda que apesar do nível de protecionismo existente o País manteve seu padrão de vantagem comparativa no período analisado.

**Tabela 5**  
**Intensidade e Dotação Relativa da Mão-de-Obra por Nível de**  
**Qualificação do Brasil, em 1985 e 1995**

Ano	Exportação Q/MQ	Importação Q/MQ	Importação/ Exportação	Dotação Relativa Q/MQ
1985	0,04	0,08	1,90	0,08
1995	0,05	0,08	1,52	0,09

Nota: Q é a mão-de-obra qualificada; MQ é a mão-de-obra menos qualificada.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das matrizes de insumo-produto e das PNADs de 1985 e 1995.

A liberalização comercial não chegou, portanto, a inverter a intensidade dos fatores, mas elevou a intensidade do trabalho qualificado. Isto é um indício de que pode ter havido, no período analisado, queda relativa da demanda por mão-de-obra menos qualificada, constatada em diversas pesquisas para países em desenvolvimento. (Robbins, 1994; Wood, 1997; Arbache e Corseuil, 2000; Green, Dickerson e Arbache, 2000)

Consideramos, alternativamente, um segundo critério de classificação dos níveis de qualificação da mão-de-obra. Neste, os trabalhadores menos qualificados englobam aqueles com até 8 anos de estudo, ou seja, até o primeiro grau completo, e os trabalhadores qualificados correspondem àqueles com 9 ou mais anos de estudo, isto é, com o segundo grau incompleto ou mais. Adotamos tal procedimento com o intuito de verificar se o teorema de H-O se manteria, visto que esse segundo critério exige menos anos de estudo do trabalhador para qualificar sua mão-de-obra.

Com esse critério menos exigente, os resultados obtidos também indicaram aumento da intensidade de mão-de-obra qualificada nas exportações brasileiras, embora o comércio brasileiro tenha mantido o seu padrão de vantagem comparativa após a abertura. Da mesma forma, não foram alteradas as proporções dos fatores na substituição das importações, o que contraria, mais uma vez, os preceitos teóricos. Em outras palavras, era esperado que as

exportações brasileiras intensivas em mão-de-obra menos qualificada aumentassem, assim como as importações intensivas em mão-de-obra qualificada.

A principal diferença entre os dois resultados é, obviamente, a maior quantidade de mão-de-obra qualificada das exportações brasileiras em 1995. Nesse segundo critério, essa quantidade chegou a superar a que seria utilizada para a substituição das importações, o que, como vimos anteriormente, não aconteceu em relação ao primeiro critério.

## 5 Conclusões

Neste artigo examinamos o impacto da liberalização comercial, da mudança tecnológica e da demanda final na estrutura de emprego por nível de qualificação no Brasil, nos anos de 1985 e 1995. À luz do modelo de Heckscher e Ohlin, e considerando o debate teórico sobre a queda da demanda por mão-de-obra menos qualificada, assim como o estado de desenvolvimento das pesquisas empíricas sobre abertura e qualificação, investigamos as alterações do mercado de trabalho brasileiro.

Para atingir os objetivos propostos, empregamos uma metodologia inspirada no estudo de Greenhalgh *et al.* (1998), utilizando dados das matrizes de insumo-produto e da PNAD, ambas do IBGE, de 1985 e 1995. A decomposição da mudança no emprego, conforme suas origens, mostrou com clareza que o trabalhador qualificado foi beneficiado, *vis-à-vis* o menos qualificado, nesse período, revelando, assim, fortes indícios de que o processo de liberalização comercial contribuiu para esta mudança na estrutura do emprego por qualificação.

Constatamos também que o impacto da variação do consumo final sobre o emprego teve grande peso na geração de novos postos de trabalho, principalmente aqueles qualificados. Por outro lado, os efeitos da liberalização comercial e da mudança tecnológica no emprego foram ambos negativos. O impacto da mudança tecnológica sobrepujou o efeito direto do comércio, visto que as inovações tecnológicas tendem a reduzir os requisitos de mão-de-obra por unidade de produto, eliminando, dessa forma, postos de trabalho menos qualificados *vis-à-vis* a geração de postos qualificados, em menor proporção.

O que chamou a atenção, no entanto, foi o grau com que a mudança tecnológica, em decorrência da produtividade do trabalho, afetou o emprego qualificado. As evidências indicam que o processo de liberalização comercial teve um papel preponderante neste caso, incentivando o mercado de trabalho a demandar relativamente mais mão-de-obra qualificada, em consequência da maior exposição da economia nacional ao mercado internacional,

concomitante ao aprofundamento do processo de reestruturação produtiva que normalmente acompanha a abertura. Se associarmos a mudança tecnológica à produtividade total dos fatores, também constataremos crescimento significativo da produtividade ao longo do período examinado, que abrange o processo de abertura. Portanto, o principal causador dos ganhos de produtividade foi a liberalização comercial.

A partir de então, aumentou substancialmente os requisitos de mão-de-obra qualificada das exportações brasileiras. Por outro lado, a liberalização não alterou a proporção dos fatores usada nas importações. Estes resultados, portanto, contrariam os preceitos teóricos. Todavia, constatamos que, no período analisado, o padrão de vantagem comparativa do País não foi alterado, ou seja, o Brasil manteve-se intensivo em mão-de-obra menos qualificada após a liberalização comercial.

Ainda sobre a mudança tecnológica, deve ser destacado outro importante aspecto, e que se refere especificamente à variação das compras de bens de capital. Tal variação revelou nítida complementaridade entre qualificação da mão-de-obra e tecnologia, refletindo, por conseguinte, maior produtividade do trabalho.

Logo, devido à influência da liberalização comercial na aquisição de novas tecnologias, as quais, por sua vez, afetam diretamente o capital humano, é preciso admitir o quão difícil é a tarefa de tentar isolar as variáveis do comércio e da mudança tecnológica. Neste contexto, a metodologia empregada no presente ensaio merece o devido reconhecimento pelo pioneirismo, porque procura se aproximar ao máximo do mundo real, sem perder de vista suas limitações, já que não contempla as demais variáveis que podem afetar o mercado de trabalho, tais como a entrada de investimento estrangeiro, as privatizações de empresas estatais, entre outras.

Finalmente, a análise setorial do impacto da liberalização comercial, da mudança tecnológica e da demanda final sobre o emprego mostrou que os setores que absorveram relativamente mais mão-de-obra qualificada, no período examinado, foram aqueles em que a produtividade do trabalho gerou relativamente mais emprego, na maioria intensivos em trabalho.<sup>20</sup> Por outro lado, os setores que mais eliminaram emprego com a liberalização comercial foram, na maioria, os intensivos em capital, o que está de acordo com o padrão de vantagem comparativa do Brasil.

---

20 Trabalho no sentido mais amplo, ou seja, sem distinguir os níveis de qualificação.



Portanto, podemos concluir que, no período examinado, houve relativa mudança na estrutura de emprego, em favor do trabalho qualificado, motivada pela liberalização comercial e mudança tecnológica.

## Referências bibliográficas

- Arbache, J. S., Corseuil, C. H. L. Liberalização comercial e estrutura de emprego e salários. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*. Anpec, 2000.
- \_\_\_\_\_, Menezes-Filho, N. A. *Rent-sharing in Brazil: using trade liberalization as a natural experiment*. Universidade de Brasília/University of Kent, Universidade de São Paulo, 2000. (mimeo)
- Azevedo, A. F. Z., Portugal, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. *Nova Economia: Revista do Departamento de Ciências Econômicas da UFMG* 1, p. 37-60, 1998.
- Berman, E., Bound, J., Griliches, Z. Changes in the demand for skilled labor within U. S. manufacturing: evidence from the annual survey of manufactures. *Quarterly Journal of Economics* 109, p. 367-398, 1994.
- Berman, E., Bound, J.; Machin, S. Implications of skill biased technological change: international evidence. *Quarterly Journal of Economics* 113, p. 1245-1279, 1998.
- Bonelli, R., Veiga, P. M., Brito, A. F. de. *As políticas industrial e de comércio exterior no Brasil: rumos e indefinições*. Rio de Janeiro: IPEA, TD nº 527. 1997
- Currie, J., Harrison, A. Sharing costs: the impact of trade reform on capital and labor in Marroco. *Journal of Labor Economics* 15, p. s14-s71, 1997.
- Desjonqueres, T., Machin, S.; Van Reenen, J. Another nail in the coffin? Or can the trade based explanation of changing skill structures be resurrected? *Scandinavian Journal of Economics* 101, p. 533-554, 1999.
- Green, F., Dickerson, A., Arbache, J. S. *A picture of wage inequality and the allocation of labour through a period of trade liberalization: the case of Brazil*. Canterbury: University of Kent, 2000. Mimeografado.

- Greenhalgh, C., Gregory, M., Zissimos, B. *The impact of trade, technological change and final demand on the skills structure of UK employment*. Discussion Paper n° 29, Centre for Economic Performance, University of Oxford, 1998.
- Hanson, G. H., Harrison, A. Trade liberalization and wage inequality in Mexico. *Industrial and Labor Relations Review* 52, p. 271-288, 1999
- Haskel, J., Slaughter, M. J. *Trade, technology and UK wage inequality*. New York: NBER Working Paper n° 6978, 1999.
- Hay, D. *The post 1990 Brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing firms: productivity, market share and profits*. Institute of Economics and Statistics, Applied Economics Discussion Papers Series, n° 196, University of Oxford, 1998.
- IBGE. *Matriz de insumo-produto: Brasil - 1985*. Rio de Janeiro: IBGE/Departamento de Contas Nacionais 1985. 1987
- \_\_\_\_\_. *Matriz de insumo-produto: Brasil - 1995*. Rio de Janeiro: IBGE/Departamento de Contas Nacionais 1995. 1997
- Katz, F. L.; Murphy, M. K. Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics* 107, p. 35-72, 1992.
- Krueger, A. O. Controversy: trade liberalization and growth. *The Economic Journal* 450, p. 1513-1522, 1998.
- Kume, H. *A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva*. Rio de Janeiro: IPEA Texto para Discussão n° 423, 1996.
- Leamer, E. E. *Sources of international comparative advantage - theory and evidence*. Cambridge. Massachusetts: MIT Press, 1984.
- Leontief, W. Domestic production and foreign trade; the American capital position re-examined. *Economia Internazionale* 7, 1954.
- Machado, D L. *A qualificação da mão-de-obra no comércio internacional brasileiro: um teste do teorema de Heckscher-Ohlin*. 20° Prêmio BNDES de Economia. Rio de Janeiro, 1997
- Machado, A. F.; Moreira, M. M. Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração do trabalho no Brasil. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*. Anpec, 2000.

- Machin, S. Changes in relative demand for skills. *In: Booth, A. L., Snower, D. J., Acquiring skills: market failures, their symptoms and policy responses.* Cambridge: Cambridge University Press, 1996.
- Melo, F. X. D. D. *A taxa virtual: uma alternativa para a taxa de câmbio de equilíbrio.* 22º Prêmio BNDES de Economia. Rio de Janeiro, 1999.
- Menezes Filho, N. A., Rodrigues Júnior, M. *Abertura, tecnologia e qualificação: evidências para a manufatura brasileira.* Workshop sobre Liberalização Comercial e Mercado de Trabalho no Brasil. Brasília, 2001.
- Miller, R. E., Blair, P. D. *Imput-output analysis: foundations and extensions.* New Jersey: Prentice-Hall, 1985.
- Moreira, M. M., Najberg, E S. *Abertura comercial: criando ou exportando empregos? Texto para Discussão nº 59.* Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. Rio de Janeiro, 1997.
- Moura, P R. M. *A liberalização comercial e a eficiência da economia brasileira.* 2000. Dissertação (Mestrado), UnB/Departamento de Economia. Brasília.
- Nickell, S., Bell, B. The collapse in demand for the unskilled and unemployment across the OECD. *Oxford Review of Economic Policy.* 11, p. 40-62, 1995.
- Pinheiro, A. C.; Almeida, G. B. de. *Padrões setoriais da proteção na economia brasileira.* Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão nº 355, 1994.
- Robbins, J. D. *Worsening relative wage dispersion in Chile during trade liberalization, and its causes: is supply at fault?* Development Discussion Paper nº 484, Harvard: Harvard Institute for International Development, 1994.
- \_\_\_\_\_. *Stolper-Samuelson (lost) in the tropics? Trade liberalization and wages in Colombia: 1976-1994.* Development Discussion Paper nº 563. Harvard: Harvard Institute for International Development, 1996.
- Robbins, D. J., Gindling, T. H. Trade liberalization and the relative wages for more-skilled workers in Costa Rica. *Review of Development Economics* 3, p. 140-154, 1999.
- Rossi Júnior, J. L., Ferreira, P. C. *Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial.* Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão nº 651, 1999.

Sachs, J. D., Shatz, H. J. Trade and jobs in U.S. manufacturing. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, p. 1-84, 1994.

Sarquis, S. J. B., Arbache, J. S. *Openness and external effects of human capital*. London School of Economics e Universidade de Brasília, 2001. Mimeografado.

Soares, F. A. R. *A liberalização comercial e seus impactos alocativos na economia brasileira*. 2000. Dissertação (Mestrado), UnB/Departamento de Economia. Brasília.

Stone, R. *Input-output and national accounts*. Paris: O.E.E.C, 1961.

Wood, A. *North-south trade, employment and inequality*. Changing fortunes in skill-driven world. Oxford: Clarendon Press, 1994.

\_\_\_\_\_ Openness and wage inequality in developing countries: the Latin American challenge to East Asian conventional wisdom. *The World Bank Economic Review* 11, p. 33-57, 1997.

APÊNDICE

Tabela A1  
**Impacto do Consumo, Comércio Internacional e Mudança Tecnológica no Emprego por Setor de Atividade e Nível de Qualificação da Mão-de-obra, 1985-1995**

Setor de Atividades	Consumo		Exportação		Importação		Importação		Importação		Compras		Compras		Produtiv.	
	(MQ)	(Q)	Total (MQ)	Total (Q)	Consumo (MQ)	Consumo (Q)	Intermed. (MQ)	Intermed. (Q)	Bens K (MQ)	Bens K (Q)	Intermed. (MQ)	Intermed. (Q)	Bens K (MQ)	Bens K (Q)	Trabalho (MQ)	Trabalho (Q)
Agropecuária	23,8	29,1	-1,3	-1,5	-1,5	-1,8	-1,8	-2,2	-0,2	-0,2	-0,9	-1,1	0,1	0,1	-30,3	12,9
Extrativa mineral	8,4	10,5	4,5	5,7	-1,1	-1,4	-6,3	-7,8	-0,8	-1,0	-22,3	-27,9	6,7	8,3	-17,8	25,6
Extração de petróleo e gás	15,0	34,2	-5,5	-12,7	-1,6	-3,6	19,8	45,2	-1,2	-2,7	-97,2	-222,4	7,7	17,6	21,9	239,2
Minerais não-metálicos	7,5	9,4	2,2	2,7	-0,9	-1,1	-3,9	-4,9	-0,5	-0,7	-21,6	-27,1	7,8	9,8	4,2	54,6
Siderurgia e metalurgia	12,0	12,8	7,0	7,4	-2,3	-2,5	-6,8	-7,3	-2,3	-2,5	-25,0	-26,5	9,6	10,1	-2,5	9,1
Máquinas e tratores	10,9	10,9	3,8	3,8	-1,3	-1,3	-7,0	-7,0	-9,6	-9,6	-16,0	-16,1	16,3	16,4	-16,7	-15,6
Mat. Elétrico e eq. eletrônicos	32,4	37,0	3,9	4,4	-4,9	-5,5	-8,4	-9,6	-7,2	-8,3	-7,9	-9,0	21,6	24,7	-41,3	-13,1
Automóveis, caminhões, veic. pç	32,0	37,8	1,0	1,2	-9,7	-11,4	-4,6	-5,4	-0,7	-0,9	-13,1	-15,5	17,2	20,4	-37,4	-2,4
Madeira e mobiliário	5,1	5,4	6,1	6,4	-1,6	-1,6	-1,1	-1,1	-0,6	-0,6	-13,4	-14,0	3,4	3,6	4,1	13,2
Papel e gráfica	17,6	21,7	9,9	12,2	-2,4	-4,6	-10,8	-10,7	-0,5	-0,7	-10,3	-12,7	0,7	0,9	-4,0	45,0
Indústria de borracha	22,5	22,2	5,6	5,6	-2,2	-2,2	-8,1	-7,8	-0,4	-0,4	-19,1	-18,8	8,1	8,0	-9,5	-12,4
Elem. químicos e quim. diversos	21,8	21,0	2,3	2,2	-1,6	-1,6	-10,0	-10,2	-0,5	-0,5	-13,3	-12,8	2,6	2,5	-10,3	-17,2
Refino de petróleo	15,2	15,6	-6,9	-7,1	-1,1	-1,1	-10,7	-10,7	-1,1	-1,1	-19,1	-18,8	8,1	8,0	-9,5	-12,4
Farmacêutica e de perfumaria	34,4	38,4	1,8	2,0	-1,1	-1,2	-12,3	-13,8	0,0	0,0	-6,5	-7,2	1,2	1,3	-12,3	12,1
Artigos de plástico	12,1	22,1	1,2	2,2	-2,0	-3,7	-5,8	-10,6	-0,9	-1,7	-10,5	-19,2	7,9	14,4	2,8	26,0
Indústria têxtil	6,1	10,8	0,5	0,9	-3,3	-3,1	-12,1	-21,3	-0,8	-1,5	-2,9	-5,1	-0,2	-0,3	-12,7	122,0
Artigos do vestuário	3,6	4,9	-0,1	-0,2	-3,1	-4,2	-0,3	-0,4	-0,2	-0,3	-3,4	-4,6	-2,6	-3,6	14,7	89,7
Fabricação de calçados	-7,5	-9,6	7,6	9,8	-5,1	-6,5	-1,9	-2,4	-0,1	-0,1	-5,7	-7,3	1,3	1,7	2,8	57,5
Indústrias alimentícias	34,9	39,8	0,7	0,8	-2,6	-2,9	-1,3	-1,5	-0,1	-0,1	-1,1	-1,3	-2,4	-2,8	-3,5	28,2
Indústrias diversas	42,6	61,6	8,4	12,1	-6,1	-8,8	-8,3	-12,0	-6,3	-9,1	-18,1	-26,2	8,3	12,1	-15,7	77,5
Serviços ind. de utilidade pública	35,2	34,1	1,4	1,4	-1,0	-1,0	-6,3	-6,2	-0,5	-0,5	3,9	3,8	2,3	2,2	-51,4	-57,3
Construção civil	2,2	2,3	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0	-6,7	-7,0	8,8	9,3	-7,5	2,8
Comércio	34,5	40,2	1,1	1,3	-1,2	-1,4	-0,5	-0,6	-0,5	-0,6	-10,1	-11,8	4,1	4,7	21,3	62,2
Transportes	30,8	33,4	0,0	0,0	-1,4	-1,6	-2,0	-2,1	-0,5	-0,5	-11,8	-12,8	2,8	3,1	14,8	34,4
Comunicações	63,4	63,3	1,2	1,2	-1,1	-1,1	-2,1	-2,1	-0,8	-0,8	10,7	10,7	2,6	2,6	-93,6	-93,9
Instituições financeiras	15,2	18,2	1,1	1,4	0,0	0,0	-0,6	-0,7	-0,3	-0,4	9,8	11,7	1,5	1,8	-65,7	-31,0
Serviços prestados às famílias	46,5	53,5	2,5	2,8	-5,1	-5,8	-1,5	-1,8	-0,1	-0,1	-1,3	-1,5	0,7	0,8	32,4	73,2
Serviços prestados às empresas	30,3	33,2	4,5	4,9	-1,3	-1,4	-2,4	-2,7	-0,7	-0,7	-17,4	-19,0	3,4	3,7	75,7	104,1
Aluguel de imóveis	32,6	45,1	0,2	0,2	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,1	-0,1	5,0	7,0	0,3	0,5	-19,7	66,4
Administração pública	17,5	18,8	0,5	0,5	-0,1	-0,1	-0,3	-0,3	0,0	0,0	3,6	3,9	0,3	0,3	-27,3	-11,9
Serviços privados não-mercantis	20,4	19,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	18,2	6,0
Total	23,7	27,1	0,6	1,6	-1,7	-1,5	-1,6	-1,7	-0,4	-0,6	-3,9	-2,5	2,0	2,5	-6,9	16,1

Nota: (MQ) = mão-de-obra menos qualificada, (Q) = mão-de-obra qualificada.



# Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil

Luiz Fernando Alves<sup>§</sup>  
Mônica Viegas Andrade<sup>□</sup>

## RESUMO

O objetivo deste artigo é estimar os impactos do estado de saúde sobre os rendimentos no Brasil. Identificamos três canais por meio dos quais as condições de saúde afetam os ganhos individuais auferidos pelos trabalhadores: a decisão de participação da força de trabalho, o valor do salário-hora e a decisão sobre o número de horas dedicadas ao trabalho. Para obter uma medida das perdas de bem-estar social provocadas por condições precárias de saúde agregamos as perdas individuais. Os indivíduos são classificados como doentes ou saudáveis a partir de dois critérios: o critério clínico/funcional, que utiliza a presença de doença crônica e/ou de problemas com mobilidade física como indicador do estado de doença, e o critério subjetivo que utiliza a auto-avaliação do estado de saúde. As perdas de rendimentos por pessoa situam-se entre R\$6,30 e R\$16,89 por semana. Essas perdas representam de 1,5% a 4,7% do PIB quando agregadas. A fonte de dados utilizada é a PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) de 1998, cujo suplemento aborda o tema da saúde.

**Palavras-chave:** saúde, rendimento, bem-estar social.

## ABSTRACT

The aim of this paper is to estimate the impact of health conditions on the earnings of Brazilians. We have identified three channels through which health conditions affect workers' earnings: labour force participation, hourly wages and weekly hours worked. A measure of the welfare reduction due to poor health conditions was created by aggregating individual losses. Individuals were classified as sick or healthy according to two criteria. Firstly, the clinical criterion which was based on the presence of chronic diseases or problems with physical mobility. Secondly, the subjective criterion which was based on the health self assessment. Each Brazilian individual loses from R\$6,30 till R\$16,89 per week depending on individual characteristics. In relative terms these aggregated losses represent from 1.5% till 4.7% of the Brazilian GDP. The data base used in this work were PNAD/1998 (Brazilian National Household Survey). In 1998, the PNAD had an additional survey about health.

**Key words:** health, earnings, welfare.

**JEL classification:** I10 I31 J24.

---

§ Mestre em economia pelo CEDEPLAR/ UFMG.

□ Professora de economia do CEDEPLAR/ UFMG.

Recebido em maio de 2002. Aceito em novembro de 2002.

## 1 Introdução

A saúde é importante para os agentes econômicos porque contribui diretamente para o bem-estar dos indivíduos, além de constituir parte do estoque de capital humano determinando os níveis de produtividade e renda alcançados. Nesse sentido, as decisões individuais ou de políticas públicas que afetam a saúde têm efeitos significativos sobre o desenvolvimento econômico, e constituem um mecanismo importante de redistribuição de renda e combate à pobreza.

As evidências empíricas no Brasil sobre a associação entre saúde e renda sugerem que os pobres, em geral, desfrutam de piores condições de saúde.<sup>1</sup> Apesar disso, poucos trabalhos avaliam o papel da saúde como determinante dos rendimentos individuais. Thomas e Strauss (1997) utilizam dados do ENDEF (Estudo Nacional da Despesa Familiar), realizado entre agosto de 1974 e agosto de 1975, para analisar a relação entre saúde e produtividade do trabalho no Brasil. Os autores, por meio da estimação de uma equação de determinação dos salários, constatam que níveis superiores de saúde estão associados a níveis mais elevados de produtividade

Kassouf (1997), utilizando os dados da PNSN (Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição), procura estimar a relação entre saúde e rendimentos no Brasil. O indicador de saúde utilizado é o índice de massa biológica, que se constitui em uma medida antropométrica, calculada como o quociente entre o peso e o quadrado da altura. O método de estimação utilizado é o de mínimos quadrados em três estágios, que permite a simultaneidade entre a determinação do estado de saúde, salários e horas trabalhadas. A hipótese do modelo é que a utilidade individual depende do vetor de bens de consumo e do estado de saúde individual.<sup>2</sup> A saúde, por sua vez, depende do vetor de bens de consumo, dos insumos saúde (medicamentos, acesso a provedores, entre outros) e de um conjunto de variáveis exógenas (por exemplo, condições de domicílio, região, idade, sexo, cor, entre outras). A saúde do indivíduo afeta a produtividade do trabalho direta e indiretamente. O efeito indireto decorre da restrição sobre o número de horas disponíveis para o trabalho e lazer. O efeito direto é decorrência da redução do salário-hora e da impossibilidade de entrada na força de trabalho. Os principais resultados encontrados mostram que a saúde impacta positivamente o nível de rendimentos e apresenta sinal

---

1 Baer, Campino e Cavalcanti (2000) e Nunes *et al.* (2001) examinam as condições de saúde no Brasil e ilustram algumas situações relacionadas à sua distribuição no País.

2 O modelo estimado é baseado em Becker (1981), Grossman (1972) e Pitt e Rozenzweig (1986).



negativo na decisão de participação da oferta de trabalho das mulheres cônjuges. Para as mulheres chefes e os homens, o estado de saúde não é significativo.

Em outro trabalho com a mesma base de dados Castro e Kassouf (2000) estimam as perdas de rendimentos para os indivíduos doentes no Brasil. As perdas de rendimentos foram estimadas por meio de uma análise contrafactual, na qual o impacto do estado de saúde sobre os rendimentos decorre da redução da probabilidade de participação na força de trabalho e da alteração da taxa de salários por hora dos homens adultos. Nesse trabalho, os autores também utilizam a mesma medida para classificar os indivíduos entre saudáveis e doentes e que se constitui do índice de massa corporal (IMC). Os indivíduos que apresentavam  $IMC < 20$ , caracterizado como estado de desnutrição, foram classificados como doentes. A vantagem desse indicador é o fato de que o mesmo se constitui em uma medida objetiva do estado de saúde. Por outro lado, como os autores optaram por classificar como doentes apenas os indivíduos em estado de desnutrição, tal critério não inclui uma série de doenças que podem afetar a produtividade e a inserção no mercado de trabalho, podendo, portanto, subestimar bastante as perdas de rendimentos. Os resultados encontrados apontam perdas de rendimentos da ordem de 187 dólares por ano por trabalhador adulto doente.

O objetivo deste artigo é dar continuidade à análise da relação entre saúde e rendimentos no Brasil utilizando os dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) de 1998, cujo suplemento foi dedicado ao tema da saúde. Trata-se de uma base de dados singular no Brasil, permitindo uma análise original da relação entre saúde e rendimentos no País. Em particular, estamos interessados em mensurar a perda de rendimentos no Brasil decorrente do estado de saúde precário. Os indicadores de saúde existentes na PNAD permitem uma avaliação mais ampla do estado de saúde, propiciando medidas mais fidedignas das perdas de rendimentos.

A saúde é suposta ser um componente da formação do estoque de capital humano dos indivíduos, sendo, portanto, um dos fatores que influenciam os seus rendimentos. Identificamos três canais por meio dos quais as condições de saúde afetam os ganhos auferidos pelos trabalhadores: a participação na força de trabalho, a taxa de salários e o número de horas dedicadas ao trabalho.

A proposta do artigo é um desdobramento dos trabalhos de Luft (1975), para dados americanos, e Kassouf e Castro (2000), para o Brasil. A primeira etapa do trabalho diz respeito à análise do estado de saúde, tendo como propósito classificar os indivíduos como doentes ou saudáveis. Na segunda etapa, para calcular as perdas de rendimentos decorrentes do estado de saúde comparamos os rendimentos que os indivíduos doentes

estão efetivamente recebendo no mercado de trabalho relativamente ao que eles poderiam obter se estivessem recebendo de acordo com a estrutura de retorno dos indivíduos saudáveis. As perdas de rendimentos foram calculadas para homens e mulheres separadamente e considerando diferentes critérios para classificar os indivíduos entre saudáveis e doentes. A utilização de diversos critérios de saúde permite-nos analisar a dimensão da perda decorrente de diferentes problemas de saúde. A desagregação por sexo é importante em virtude da diferença de inserção dos dois grupos no mercado de trabalho e da participação desses na renda familiar.

O artigo está organizado em 5 seções além desta introdução. Na próxima seção será discutida, brevemente, a literatura internacional e brasileira, com destaque para os trabalhos empíricos realizados no Brasil. A seção 3 descreve os dados utilizados e apresenta uma análise descritiva do estado de saúde dos indivíduos. A seção 4 trata da metodologia empregada para a mensuração do impacto da saúde sobre os rendimentos. A seção 5 apresenta os principais resultados e a seção 6 conclui o trabalho.

## 2 Revisão de literatura

### 2.1 Saúde e rendimentos

A teoria econômica estabelece basicamente dois canais para responder à questão de como o estado de saúde afeta os rendimentos dos agentes econômicos.<sup>3</sup> Primeiramente, há efeitos da saúde sobre a taxa de salários por hora. Em segundo, a saúde precária afeta a oferta de trabalho, influenciando as decisões de trabalhar e, ou, de quanto tempo alocar para o trabalho.

A saúde afeta os salários principalmente por meio de seus efeitos sobre a produtividade do trabalhador, se se supuser que os indivíduos mais saudáveis possuem maior estoque de capital humano e, por isso, tendem a ser mais produtivos do que aqueles com saúde precária. Além disso, os salários por hora podem ser reduzidos se há custos para o empregador acomodar um empregado com saúde precária ou quando há discriminação

---

3 Os rendimentos compreendem a remuneração que o indivíduo obtém desempenhando suas atividades no mercado de trabalho. A obtenção de algum rendimento depende, primeiramente, da participação do indivíduo na força de trabalho. Além disso, os rendimentos serão tanto maiores quanto o forem a taxa de salários por hora de trabalho e o número de horas alocadas para o trabalho. O rendimento semanal de um indivíduo é dado pelo produto entre o salário por hora e o número de horas trabalhadas por semana.

no mercado de trabalho contra os doentes. (Currie e Madrian, 1999; Kidd *et al.*, 2000) Em geral, a taxa de salários se apresenta positivamente correlacionada com a saúde. Mas há que se ressaltar que isso pode não ser verdade quando os trabalhadores recebem alguma recompensa salarial para exercer atividades que prejudicam a saúde.

Com respeito à oferta de trabalho, a saúde tem impactos sobre a escolha setorial, sobre a decisão de trabalhar e sobre número de horas a ser ofertado. (Strauss e Thomas, 1998) Considerando as duas últimas questões,<sup>4</sup> o resultado de uma saúde precária sobre a oferta de trabalho é ambíguo, dependendo da combinação dos efeitos dotação, substituição e renda.

O efeito dotação ocorre porque o indivíduo doente dispõe de menos tempo para realizar suas atividades normais, inclusive para o trabalho. Em segundo lugar, se uma saúde precária corresponde a uma taxa de salários mais baixa, o trabalhador decide reduzir a sua oferta de trabalho, já que o trabalho gera uma desutilidade para o indivíduo, ou seja, há um efeito substituição entre trabalho e lazer. Em terceiro lugar, há um efeito renda que faz o doente trabalhar mais para compensar os menores rendimentos por hora. Se o efeito renda for grande o suficiente para compensar o efeito dotação mais o efeito substituição, uma saúde precária resulta em maior oferta de trabalho. Caso contrário, um indivíduo doente tende a trabalhar menos tempo do que uma pessoa saudável.

## 2.2 Trabalhos empíricos

Diversos esforços empíricos têm sido realizados para se entender as conseqüências de condições adversas de saúde sobre os rendimentos. Alguns trabalhos tratam a saúde como variável exógena, ou seja, determinada independentemente do nível de renda contemporâneo: Luft (1975); Castro e Kassouf (2000); e Kidd *et al.* (2000). Outros procuram controlar a endogeneidade existente na relação entre saúde e rendimentos: Grossman e Benham (1974); Sahn e Alderman (1988); Thomas e Strauss (1997); Schultz e Tansel (1997); Kassouf (1997); Glick e Sahn (1998). A principal dificuldade desses trabalhos refere-se à escolha de instrumentos adequados que permitam avaliar o estado de saúde individual. A consideração do estado de saúde como uma variável exógena ou predeterminada está diretamente associada à dimensão temporal da análise. Em trabalhos em *cross-section* é razoável supor a saúde como uma variável exógena.

---

4 A questão da escolha setorial não é abordada neste artigo.

Considerando a saúde como variável exógena, o trabalho de Luft (1975) procura mensurar as perdas ocasionadas pelos efeitos de um estado de saúde<sup>5</sup> precário sobre os rendimentos dos trabalhadores americanos, com idade de 18 a 64 anos, discriminando a amostra por sexo e raça (brancos e negros), a partir de informações do *Survey of Economic Opportunity* (SEO), de 1967. Luft aponta que os principais canais de perdas de rendimentos diferem entre os grupos de sexo/raça. Os negros, quando doentes, são mais prováveis de serem excluídos da força de trabalho ou trabalhar menos tempo do que os brancos. Para estes últimos, a doença tende a provocar maiores perdas, via redução da taxa de salários, do que para os negros.

Castro e Kassouf (2000) empregam o mesmo procedimento de Luft (1975) para avaliar o impacto de condições inadequadas de saúde sobre os rendimentos dos trabalhadores (homens) adultos (com idade de 18 a 65 anos) no Brasil, discriminando por grandes regiões e por setores (urbano e rural). Nesse trabalho, uma saúde precária provoca perdas por meio da redução na probabilidade do indivíduo participar da força de trabalho e de uma menor taxa de salários. O estado de saúde é mensurado a partir do estado nutricional do indivíduo, indicado pelo Índice de Massa Corporal (IMC). Os doentes são aquelas pessoas com  $IMC < 20$ , dado que um  $IMC < 20$  indica um estado de subnutrição. Como dito na introdução, o critério de saúde utilizado por esses autores é bastante restrito e provavelmente não capta as diferentes dimensões do estado de saúde que podem afetar a inserção no mercado de trabalho.

### 3 Descrição dos dados e análise do estado de saúde

#### 3.1 Descrição da amostra

Os dados deste trabalho foram extraídos da PNAD98, que conta com um suplemento dedicado à saúde.<sup>6</sup> A escolha de uma análise *cross-section* se deve à inexistência de outras fontes de informação compatíveis com as variáveis utilizadas no trabalho. A amostra para o Brasil<sup>7</sup> é constituída de 189.635 indivíduos entre 15 e 65 anos, sendo 92.694 homens e

---

5 A partir de cinco informações acerca do estado de saúde, os indivíduos são classificados em doentes ou saudáveis. As informações de saúde utilizadas indicam se a pessoa esteve impedida de trabalhar; se a pessoa está restrita a algum tipo ou quantidade de trabalho; se a pessoa está restrita a algum tipo de trabalho; se a pessoa está restrita a uma dada quantidade de trabalho; e se a pessoa está restrita a algum tipo ou quantidade de trabalho doméstico.

6 A PNAD é a Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar realizada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) anualmente.

96.941 mulheres.<sup>8</sup> O corte de idade respeita os limites usualmente utilizados para definir a população em idade ativa. Embora essa faixa etária seja ampla, ela engloba o universo de pessoas que compõem a força de trabalho e que, portanto, estão sujeitos a perdas de rendimentos em razão de más condições de saúde.

### 3.2 Análise do estado de saúde

O estado de saúde é uma variável multidimensional e os seus muitos aspectos são captados imperfeitamente por meio de uma medida única. Ademais, os efeitos da saúde sobre os rendimentos variam em magnitude dependendo de como o estado de saúde é mensurado. A literatura empírica utiliza basicamente três tipos de indicadores do estado de saúde individual: os subjetivos, os indicadores do estado clínico e de limitações funcionais. Cada um desses indicadores tem problemas e dificuldades específicas.<sup>9</sup>

O papel do estado de saúde, neste trabalho, é classificar os indivíduos como saudáveis ou doentes. A PNAD de 1998 contém informações sobre a presença de doença crônica, problemas de mobilidade física e saúde auto-avaliada, que permitem estabelecer diferentes critérios para classificar os indivíduos. Utilizamos dois critérios para classificar os indivíduos entre saudáveis e doentes: o critério clínico/funcional e o critério subjetivo. O critério clínico/funcional é construído utilizando como indicador a presença de doença crônica e/ou de problemas de mobilidade física. O critério subjetivo usa a auto-avaliação de saúde como indicador do estado de saúde global.

Os indicadores do tipo clínico apresentam um aspecto importante na avaliação do estado de saúde individual, pois a dimensão clínica fornece informações objetivas para mensurar a saúde do indivíduo. Neste trabalho, utilizamos os sintomas de doenças reportados como indicador do estado de saúde clínico. Vale ressaltar que se o indivíduo não tem o costume de ir ao médico e fazer exames periódicos, ele talvez desconheça a existência de algum problema de saúde, o que pode gerar erros correlacionados, por

---

7 Não consideramos os dados para a região Norte, pois a PNAD não cobre o setor rural nessa região.

8 Vale ressaltar a exclusão de 13.189 observações com renda de trabalho igual a zero e horas de trabalho positivas. A maior parte desses indivíduos excluídos trabalha na agricultura (cerca de 60% dos homens e 70% das mulheres) e para consumo próprio (cerca de 70% dos homens e mais de 80% das mulheres), compreendendo atividades não-remuneradas. Ou seja, esses trabalhadores não estariam efetivamente no mercado de trabalho.

9 Behrman e Deolalikar (1988) e Strauss e Thomas (1998) discutem alguns desses indicadores e as dificuldades relacionadas com o seu emprego.

A Tabela 1 permite comparar o número de observações correspondentes às subamostras de pessoas saudáveis e doentes de acordo com os dois critérios de classificação adotados para o Brasil. A proporção de saudáveis em relação aos doentes difere bastante entre os critérios. O critério clínico/funcional indica 65% de homens e 56% de mulheres como saudáveis. O critério subjetivo restrito amplia bastante a proporção de doentes em relação ao clínico funcional, correspondendo a apenas 27% de homens e 23% das mulheres como saudáveis. O critério subjetivo irrestrito constitui o corte com a menor proporção de doentes: 20% dos homens e 26% das mulheres.

**Tabela 1**  
**Número de Observações nas Subamostras de Indivíduos**  
**Doentes e Saudáveis por Sexo, no Brasil**

Critérios	Homens			Mulheres		
	Saudáveis	Doentes	Total	Saudáveis	Doentes	Total
Clínico/Funcional	60.225	32.339	92.564	54.121	42.689	96.810
Subjetivo Restrito	24.997	67.671	92.668	22.315	74.598	96.913
Subjetivo Irrestrito	74.386	18.282	92.668	71.921	24.992	96.913

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD de 1998.

Vale notar que, entre os homens, 13.716 são doentes e 21.150 são saudáveis por qualquer um dos critérios estabelecidos, o que significa que 37% são classificados sem ambigüidade pelos critérios alternativos. Em média, esse grupo de doentes apresenta 4,2 anos de estudo e 45 anos de idade, sendo que 35% encontram-se na região Nordeste e 36% na região Sudeste. Os 21.150 indivíduos saudáveis têm características diferentes, como maior escolaridade média (7,3 anos de estudo), e menor média de idade (29 anos), sendo que a maioria (45%) encontra-se na região Sudeste. Os rendimentos médios também são diferentes entre esses dois grupos. Cerca de 77% dos saudáveis trabalham contra 70% dos doentes; os saudáveis realizam, em média, 36 horas de trabalho por semana, e os doentes 34; por último, a média de salários por hora é maior para os saudáveis (R\$ 4,20) contra R\$ 2,66 para os doentes.

Entre as mulheres, 20.296 são doentes e 17.934 são saudáveis por todos os critérios, ou seja, 39% das mulheres da amostra total são classificadas, sem ambigüidade, pelos diferentes critérios. Em média, esse grupo de mulheres doentes tem menor grau de instrução (4,5 anos de estudo) contra 8 anos de estudo para as saudáveis, e maior idade (44 anos contra 28 anos para as saudáveis). Cerca de 45% das mulheres saudáveis estão

na região Sudeste, enquanto 35% e 36% das doentes se encontram nas regiões Sudeste e Nordeste, respectivamente. Os rendimentos das mulheres saudáveis são maiores do que os das doentes. Cerca de 47% das mulheres saudáveis trabalham, em média, 19 horas por semana, obtendo uma média de R\$ 3,70 por hora de trabalho. Entre as doentes, apenas 38% trabalham, em média, 14 horas por semana, recebendo R\$ 2,00 por hora de trabalho, em média.

Comparando-se o critério clínico/funcional e o subjetivo irrestrito verifica-se que 55.656 homens e 54.106 mulheres são saudáveis e, similarmente, 13.176 homens e 20.296 mulheres são doentes pelos dois critérios, ou seja, cerca de 75% dos homens e 72% das mulheres são classificados de forma idêntica utilizando-se tanto critérios a partir da informação de doença crônica e mobilidade física quanto com a auto-avaliação de saúde do indivíduo.

#### **4 Metodologia: modelo econométrico**

Este trabalho realiza uma análise contrafactual, onde a saúde é uma variável predeterminada. A partir da informação de saúde, os indivíduos são classificados como doentes ou saudáveis, mas o estado de saúde individual não é determinado intrinsecamente no sistema de equações do modelo.

A hipótese de que a saúde é predeterminada pode ser justificada numa primeira abordagem, por dois motivos. Primeiro, supor que o estado de saúde atual não é afetado pelos rendimentos dos indivíduos é razoável no curto prazo se se pensar que um aumento nos recursos econômicos pode aumentar a utilização de cuidados com a saúde ou alterar o comportamento dos indivíduos. Contudo, instantaneamente, eles podem ter impactos apenas sobre o investimento em saúde e não sobre o estoque de capital saúde. Além disso, considerar a saúde como predeterminada antecede, numa ordem natural, um exame mais acurado em que essa hipótese é flexibilizada. Essa hipótese é relevante pela simplicidade que confere à análise, dadas as dificuldades para se controlar a endogeneidade que possa existir na relação entre saúde e rendimentos, sobretudo porque dispomos apenas de um *cross-section* de dados (a PNAD/98).

Consideramos que a saúde precária pode afetar os rendimentos por meio de três canais: a decisão de entrada na força de trabalho, a oferta de trabalho em termos do número de horas de trabalho e a produtividade do trabalhador. Para examinar a relação entre saúde e rendimentos utilizamos um modelo com três equações, estimadas separadamente para homens e mulheres. Na primeira equação estimamos a probabilidade de participação na



força de trabalho; a segunda é a equação da taxa de salários, para avaliar os efeitos da saúde sobre a produtividade; e a terceira integrante é a equação do número de horas trabalhadas por semana.<sup>11</sup> Ou seja:

$$Prob(Y_i^j = 1) = Prob(Z_{li}^j \gamma^j > \mu_{li}^j) = \Phi(Z_{li}^j \gamma^j) \quad j = d, s \quad (1)$$

$$W_i^j = X_{li}^j \beta_1^j + \varepsilon_1^j \quad \text{dado } Y_i^j = 1, \quad j = d, s \quad (2)$$

$$S_i^j = W_i^j \alpha^j + X_{2i}^j \beta_2^j + \varepsilon_2^j \quad \text{dado } Y_i^j = 1, \quad j = d, s \quad (3)$$

onde

o subscrito *i* denota o indivíduo e o sobrescrito *j* indica os estados de saúde dos indivíduos, respectivamente, doentes (*d*) e saudáveis (*s*);

*Y* é uma variável binária, igual a 1 se o indivíduo participa da força de trabalho;

*W* é a produtividade do trabalho, mensurada pela taxa de salários por hora;

*S* é a oferta de trabalho, dada pelo número de horas trabalhadas por semana;

*Z*<sub>1</sub>, *X*<sub>1</sub>, *X*<sub>2</sub> são vetores de características individuais exógenas;

$\gamma$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\alpha$  são vetores de parâmetros;

$\mu_1$ ,  $\varepsilon_1$ ,  $\varepsilon_2$  são choques aleatórios.

A equação (1) corresponde à probabilidade de participação na força de trabalho, estimada por meio do modelo Probit, onde  $\Phi$  representa uma distribuição acumulada normal.<sup>12</sup> A expressão (2) para salários é especificada como uma equação do tipo Mincer, em

11 A taxa de salários e o número de horas que o indivíduo deseja ofertar são observados apenas para aqueles que participam da força de trabalho, de modo que a amostra utilizada na estimação das equações (2) e (3) não é aleatória. Heckman (1979) propôs uma solução para esse problema de seletividade amostral. O procedimento de Heckman será empregado neste trabalho para estimar as equações (2) e (3). A primeira etapa do procedimento de Heckman consiste em calcular a razão inversa de Mills, a partir das estimativas do modelo Probit para a participação na força de trabalho. Na segunda etapa, as equações (2) e (3) são estimadas com os valores observados das variáveis dependentes, adicionando-se a razão inversa de Mills como variável exógena para que se obtenha estimativas não viesadas e consistentes dos parâmetros do modelo.

12 Definimos que um indivíduo participa da força de trabalho se ele tem renda do trabalho maior que zero ou, equivalentemente, se ele trabalha um número de horas por semana maior que zero. Os indivíduos com número positivo de horas trabalhadas e salário nulo não são considerados na amostra.



que o logaritmo natural do salário por hora é uma função das dotações produtivas dos indivíduos e outras características observáveis. A oferta de trabalho<sup>13</sup> é dada pela equação (3), com o logaritmo de horas trabalhadas em função da taxa de salários, dos rendimentos não salariais e de outras características observáveis. As variáveis incluídas nos vetores  $Z_1$ ,  $X_1$  e  $X_2$  estão especificadas no Quadro 2A, Anexo.

O modelo é estimado considerando-se apenas a amostra de indivíduos saudáveis. Em seguida, os coeficientes estimados são aplicados ao vetor de características dos indivíduos doentes para a obtenção dos seus rendimentos médios ajustados. Esse procedimento fornece estimativas de rendimentos dos doentes como se eles apresentassem as mesmas taxas de retorno às características pessoais que os saudáveis. As diferenças de rendimentos médios dos doentes e esses valores ajustados são as perdas devidas às condições de saúde dos indivíduos. Portanto, há três tipos de diferenciais de rendimentos entre os resultados médios dos doentes e o que eles obteriam se apresentassem a mesma estrutura de retornos para as suas características pessoais que os saudáveis. Esses diferenciais são:

$$\text{Diferencial 1} = E[\Phi(Z_1^d \gamma^d)] - E[\Phi(Z_1^s \gamma^s)] \quad (4)$$

$$\text{Diferencial 2} = E[X_{1i}^d \beta_1^d] - E[X_{1i}^s \beta_1^s] \quad \text{dado } Y_i^d = 1 \quad (5)$$

$$\text{Diferencial 3} = E[W_i^d \alpha^d + X_{2i}^d \beta_2^d] - E[W_i^s \alpha^s + X_{2i}^s \beta_2^s] \quad \text{dado } Y_i^d = 1 \quad (6)$$

Os efeitos da saúde precária sobre a participação na força de trabalho correspondem ao diferencial 1, na equação (4). O diferencial 1 representa uma diferença na probabilidade de participar da força de trabalho entre indivíduos saudáveis e doentes. O diferencial 2, na equação (5), indica o impacto da saúde precária sobre a produtividade do trabalhador, via mudanças na taxa de salários por hora. Por fim, a equação (6) representa os diferenciais de rendimentos pelo impacto da saúde sobre o número de horas de trabalho, definindo o diferencial 3. Nos três casos apresentados nas equações 4 a 6, um diferencial negativo se caracteriza como perdas de rendimentos.

13 A oferta de trabalho é dada pelo número de horas trabalhadas por semana, correspondente à soma das horas alocadas por semana para o trabalho principal, secundário e outros.

## 5 Resultados

### 5.1 Equações do modelo econométrico

A probabilidade de participação na força de trabalho é estimada pelo método de Máxima Verossimilhança. As equações da taxa de salários e da oferta de trabalho são estimadas conjuntamente pelo método de Mínimos Quadrados em Três Estágios.<sup>14,15</sup> A razão inversa de Mills é incluída nas equações da taxa de salários e da oferta de trabalho para corrigir o viés de seleção amostral, por meio do procedimento de Heckman. As estimativas são realizadas por meio do software Stata 7.0 for Windows 98/95/NT, e em todas as regressões o fator de expansão da amostra dos dados da PNAD de 1998 é utilizado como fator de ponderação.

As equações são estimadas discriminando-se as amostras por sexo. As estimativas são efetuadas separadamente para os indivíduos saudáveis e para os doentes, o que é feito para cada um dos três critérios estabelecidos para mensurar o estado de saúde. Por se tratar de uma etapa intermediária, uma análise detalhada de cada equação não é feita neste artigo.<sup>16</sup>

Os resultados encontrados sobre o impacto da saúde sobre os rendimentos são discutidos em duas seções. Na próxima seção, as perdas são analisadas em nível individual para os três canais de rendimentos considerados neste artigo. Na seção 5.3, as perdas de rendimentos individuais são agregadas em termos de perdas por semana, permitindo avaliar os três tipos de perdas em conjunto.

---

14 Esse método é utilizado por dois motivos. Primeiramente, há um problema de endogeneidade entre a oferta de trabalho e a taxa de salários na equação (3). Em segundo lugar, os resíduos das equações (2) e (3) são correlacionados, ou seja, há correlação contemporânea. A hipótese nula de exogeneidade da taxa de salários foi rejeitada pelo teste de Hausman (ver Davidson e Mackinnon, 1993, para detalhes acerca desse teste). A hipótese de ausência de correlação contemporânea entre os resíduos das equações de horas e salários foi rejeitada pelo teste de Breush-Pagan (ver Greene, 1993, para detalhes sobre esse teste).

15 Para resolver o problema de identificação dos parâmetros do modelo estimado por mínimos quadrados em três estágios omitimos a variável educação (e seu termo quadrático) da equação de horas de trabalho, pois a educação é um dos principais determinantes da taxa de salários, mas tem uma correlação muito fraca com o número de horas trabalhadas. Além disso, um vetor de características pessoais e outras variáveis de controle que afetam a oferta de trabalho, mas que não afetam a taxa de salários, inclui a renda não salarial, o estado civil, o número de crianças no domicílio. Esse vetor de variáveis é incluído apenas na equação de oferta de trabalho.

16 Os coeficientes obtidos para cada equação e as estatísticas de teste relevantes podem ser obtidos diretamente com os autores, ou na dissertação de mestrado elaborada por Alves (2002).

## 5.2 Perdas de rendimentos individuais

A saúde tem acarretado perdas para os indivíduos pelos três canais de rendimentos. Ou seja, ter saúde precária significa ter menor probabilidade de participar da força de trabalho, obter salários-hora mais baixos, e trabalhar menos horas por semana. A Tabela 2 mostra as perdas de rendimentos para os doentes no Brasil.<sup>17</sup>

**Tabela 2**  
**Redução na Probabilidade de Entrada na Força de Trabalho, na Oferta de Trabalho e Perdas Individuais de Rendimentos Resultantes das Condições Adversas de Saúde no Brasil - 1998 (Em Porcentagem)**

Critérios	Homens			Mulheres		
	PFT	salários	horas	PFT	salários	horas
Clínico/Funcional	5,68	0,58	0,26	2,57	5,29	2,54
Subjetivo Restrito	3,96	10,90	0,78	2,06	9,61	3,05
Subjetivo Irrestrito	12,58	13,00	1,17	9,60	10,05	3,41

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD de 1998.

A redução na probabilidade de participação na força de trabalho devido à saúde precária situa-se num intervalo de 3,96% a 12,58%, para homens, e num intervalo de 2,06% a 9,60%, para mulheres. Portanto, a redução é relativamente maior para homens do que para as mulheres. Isso sugere que as mulheres doentes têm maiores possibilidades de se adaptarem às condições de trabalho do que os homens em decorrência de uma piora no seu estado de saúde, ao passo que para os homens é mais provável que a doença signifique não participar da força de trabalho. Esse resultado reforça a diferença entre homens e mulheres no tipo de inserção no mercado de trabalho. Em sua maior parte os homens são os responsáveis pelo domicílio.

Considerando o critério clínico/funcional, a probabilidade de participar da força de trabalho é muito sensível ao estado de saúde para homens, e pouco sensível para as mulheres. Uma das explicações para esse resultado é que os homens, em geral, trabalham

<sup>17</sup> As tabelas com os rendimentos médios estimados encontram-se no Anexo, onde se apresenta também a significância estatística dos diferenciais de rendimentos. A Tabela 2 sintetiza as perdas individuais em relação aos valores estimados para os indivíduos doentes corrigidos pelas taxas de retorno estimadas para os indivíduos saudáveis. Nessa tabela, os valores positivos significam perdas.

em atividades e ocupações que demandam mais força física do que as mulheres. Conseqüentemente, a existência de alguma doença crônica ou limitação à sua mobilidade física torna mais provável a sua exclusão da força de trabalho. A presença de algum problema clínico e/ou funcional seria um obstáculo menor para a permanência das mulheres na força de trabalho.<sup>18</sup> Vale ressaltar também que a proporção de doentes em relação aos saudáveis é maior nos grupos com menor grau de instrução, que estariam alocados em trabalhos mais pesados, do que para os indivíduos de maior escolaridade, que exercem atividades nas quais é mais fácil se adaptar ao trabalho, mesmo que estes apresentem algum problema clínico/funcional.

Uma saúde precária reduz também a taxa de salários-hora para os trabalhadores no Brasil. Para homens, a redução dos salários-hora varia no intervalo de 0,6% a 13%, e para as mulheres esse resultado encontra-se num intervalo mais estreito, variando de 5,3% a 10%. Pelo critério subjetivo, os salários-hora são bastante sensíveis ao estado de saúde dos indivíduos para homens e mulheres. Mas pelo critério clínico/funcional os salários-hora dos homens não sofrem uma redução expressiva.

O estado de saúde clínico e funcional não deve implicar restrições a ponto de reduzir a produtividade em algumas atividades, o que estaria ilustrado pelas menores perdas salariais para os doentes vista por esse critério. Ou seja, na presença de uma doença crônica, o indivíduo se adapta ao ambiente de trabalho e executa as suas atividades normalmente, a menos que a doença seja grave o suficiente para que o trabalhador abandone o emprego. O critério subjetivo como um indicador da percepção global que o indivíduo tem a respeito de seu estado de saúde não se focaliza apenas na presença de uma enfermidade específica, mas leva em consideração também outras informações disponíveis apenas para o indivíduo que está sendo entrevistado. O critério subjetivo possivelmente mensura, de forma mais adequada, o estado de saúde do indivíduo do que o critério clínico/funcional, e estaria captando, de forma mais ampla, as restrições que o estado de saúde impõem ao desempenho dos doentes no trabalho, sobretudo sobre a sua produtividade.

O estado de saúde tem efeitos relativamente menores sobre o número de horas trabalhadas por semana do que sobre a probabilidade de participação na força de trabalho e sobre os salários-hora. O número de horas trabalhadas por semana apresenta redução de

---

18 A maior parte das mulheres que trabalham encontra-se em atividades de serviços (36%), administração pública (22%) e comércio (15%). Também são baixas as proporções de mulheres em atividades agrícolas (3%) e na indústria de transformação ou construção civil (11%). Para homens, constata-se um quadro bem diferente, onde a maioria encontra-se em atividades agrícolas (18%), na indústria de transformação ou construção civil (28%), no comércio (14%) e nos serviços (14%).

0,26% a 1,17% para homens doentes, indicando que para eles o tempo alocado para o trabalho é pouco sensível ao estado de saúde. Para mulheres, a oferta de trabalho é mais sensível ao estado de saúde, sendo que para as doentes, a redução no tempo dedicado ao trabalho situa-se entre 2,54% e 3,41%.

A natureza do trabalho doméstico permite maior flexibilidade na oferta de trabalho em termos do número de horas, o que merece ênfase para mulheres. A jornada de trabalho é mais rígida para homens, sobretudo em empregos com carteira e em atividades da indústria. Para mulheres, em geral, a variância no número de horas trabalhadas é maior, na medida em que o trabalho em tempo parcial é mais comum entre as mulheres do que entre os homens. Quando uma mulher fica doente, é mais fácil ocorrer um ajuste na oferta de trabalho com a redução no número de horas de trabalho por semana, mas com a manutenção dessa pessoa na força de trabalho. Para os homens, contudo, há menos espaço para esse ajuste, e a tendência é que o estado de saúde tenha impactos mais fortes, provocando a saída do trabalhador da força de trabalho.<sup>19</sup>

### 5.3 Perdas de rendimentos agregadas

#### 5.3.1 Agregação das perdas individuais

As perdas individuais são agregadas para obter o total das perdas de rendimentos da população em idade ativa segundo sexo, no Brasil.<sup>20</sup> Essa agregação fornece uma indicação das perdas de bem-estar provocadas por condições precárias de saúde para a sociedade. Além disso, ela permite (a) comparar quais são os componentes com um maior peso nas perdas totais de rendimentos; (b) quais são as regiões que mais têm perdas relativamente aos rendimentos totais; e (c) quais são as diferenças dos impactos da saúde sobre os rendimentos entre homens e mulheres.

O Quadro 1 descreve o procedimento usado para a agregação a partir dos resultados individuais apresentados na seção anterior. São calculados três tipos de perdas agregadas,

---

19 Os dados sobre a posição na ocupação dos trabalhadores auxiliam na interpretação dos resultados de baixa sensibilidade do número de horas de trabalho em relação ao estado de saúde, principalmente para homens. A maior parte das mulheres que trabalham são empregadas com carteira (31%, exceto domésticas), mas uma parcela considerável encontra-se em emprego doméstico (21%), com ou sem carteira. A maioria dos homens também ocupa empregos com carteira (37%) e grande parcela trabalha por conta própria (28%), mas apenas 1% está em emprego doméstico (com ou sem carteira).

20 As tabelas com os dados do processo de agregação das perdas estão no Anexo. Na agregação das perdas não são computadas as compensações de rendimentos (valores negativos para as perdas individuais), nem os valores de perdas individuais não significativos.

sendo um para cada canal de rendimentos afetado pela saúde. Os valores finais são mensurados em termos de perdas semanais de rendimentos, utilizando-se as médias da taxa de salários por hora e do número de horas de trabalho por semana.

**Quadro 1**  
**Procedimento para a Agregação das Perdas de Rendimentos**  
**Resultantes de Condições Adversas de Saúde**

Descrição	Fonte
1. População total	Obtida a partir do fator de expansão da amostra da PNAD/98
2. População de doentes	Obtida a partir do fator de expansão da amostra da PNAD/98
3. População de doentes trabalhando	Obtida a partir do fator de expansão da amostra da PNAD/98
4. Taxa de salários por hora média	PNAD/98
5. Oferta de trabalho semanal média	PNAD/98
<b>Perdas 1 – Participação na Força de Trabalho</b>	
6. Diferença ajustada (1)	Resultado da equação 4
7. Perda de força de trabalho (pessoas)	$6 \times 1$
8. Perda de rendimentos por hora	$7 \times 4$
9. Perda de rendimentos por semana	$8 \times 5$
<b>Perdas 2 – Produtividade</b>	
10. Diferença ajustada (2)	Resultado da equação 5
11. Perda de rendimentos por hora	$10 \times 3$
12. Perda de rendimentos por semana	$11 \times 5$
<b>Perdas 3 – Oferta de Trabalho</b>	
13. Diferença ajustada (3)	Resultado da equação 6
14. Perda de horas de trabalho semanais	$13 \times 3$
15. Perda de rendimentos por semana	$14 \times 4$
16. Total das perdas de rendimentos	$9 + 12 + 15$
17. Perdas por pessoa	$16 / 1$
18. Rendimentos Totais	PNAD/98
19. Perdas (%)	$16 / 18$
20. Perdas (% do PIB)	$16 / \text{PIB}$

Para obter o valor total das perdas de rendimentos por semana da sociedade devido aos efeitos da saúde sobre a probabilidade de participar da força de trabalho (linha 9) multiplicamos a diferença na probabilidade de participação na força de trabalho, diferença ajustada 1 (na linha 6), pela população de doentes para obtermos o número médio de trabalhadores que se encontram fora da força de trabalho devido ao estado de saúde (linha 7). Em seguida, multiplicamos o resultado da linha 7 pela média de salários por hora, e pela média do número de horas trabalhadas por semana.

Para obter o valor total das perdas de rendimentos por semana da sociedade devido aos efeitos da saúde sobre a probabilidade de participar da força de trabalho (linha 9) multiplicamos a diferença na probabilidade de participação na força de trabalho, diferença ajustada 1 (na linha 6) pela população de doentes para obtermos o número médio de trabalhadores que se encontram fora da força de trabalho devido ao estado de saúde (linha 7). Em seguida, multiplicamos o resultado da linha 7 pela média de salários-hora, e pela média do número de horas trabalhadas por semana.

Para obter o valor total das perdas de rendimentos por semana da sociedade por meio dos efeitos da saúde sobre a taxa de salários (linha 12), multiplicamos a diferença ajustada 2 pelo número de pessoas doentes que permanecem no mercado de trabalho, para obter o valor total das perdas de rendimentos por hora, e multiplicamos este valor pela média do número de horas de trabalho por semana.

Por sua vez, multiplicamos a diferença ajustada 3, na linha 13, pelo número de pessoas que estão trabalhando para obter o número total de horas de trabalho perdidas por semana (linha 14). Em seguida, multiplicamos este valor pela média de salários-hora para encontrar o valor total das perdas de rendimentos por semana devido aos efeitos da saúde precária sobre o número de horas de trabalho por semana (linha 15).

O somatório das linhas 9, 12 e 15 fornece o total das perdas de rendimentos que se encontra na linha 16. A partir desse valor podemos analisar as perdas de bem-estar social calculando as perdas com proporção do total de rendimentos do trabalho,<sup>21</sup> (linha 19), ou olhar para as perdas como proporção do Produto Interno Bruto (PIB)<sup>22</sup> (linha 20). O valor das perdas por pessoa doente (linha 17) é útil para se fazer comparações entre os critérios alternativos para avaliar o estado de saúde.<sup>23</sup> Os resultados da agregação das perdas de rendimentos são apresentados em duas etapas, como se segue. Primeiramente discutimos a composição das perdas de rendimentos, mostrando quais os canais de rendimentos são mais afetados pelo estado de saúde. Na seção 5.3.3 analisamos as perdas relativas e as perdas por pessoas.

---

21 Os rendimentos totais são obtidos pelo somatório dos rendimentos de trabalho de todos os indivíduos da amostra da PNAD de 1998, ponderados pelo fator de expansão da amostra, o que equivale a multiplicar a população de indivíduos trabalhando pelo rendimento médio por semana dos trabalhadores (o produto entre a média de salário-hora e a média do número de horas de trabalho).

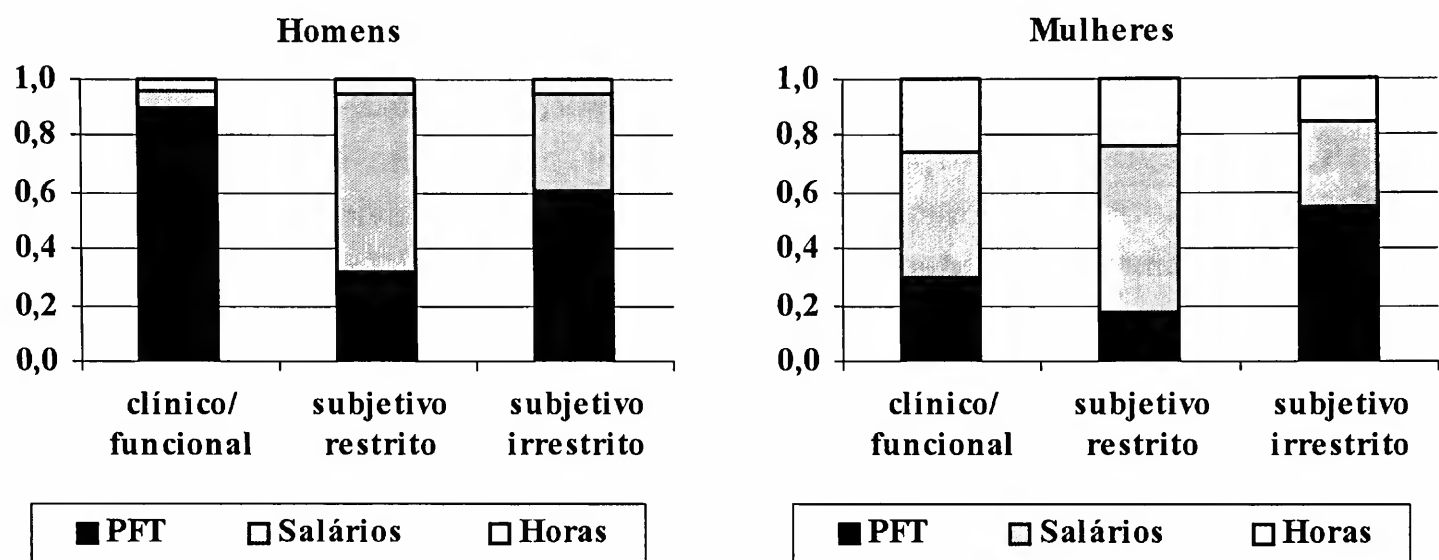
22 Nesse caso, as perdas de rendimentos por semana devem ser multiplicadas por 52 semanas, para serem convertidas em perdas de rendimentos por ano. O PIB tem como fonte o IBGE.

23 O tamanho da população de doentes varia bastante entre esses critérios. Nesse caso, se o critério amplia a população de doentes, ele amplia também as perdas relativas aos rendimentos totais ou ao PIB. A comparação das perdas entre os critérios por meio das perdas por pessoa doente contorna esse problema.

### 5.3.2 Composição das perdas de rendimentos

A composição das perdas de rendimentos apresenta particularidades segundo o sexo ou o critério empregado para avaliar o estado de saúde. A Figura 1 ilustra que as perdas de rendimentos, que ocorrem via redução na probabilidade de participar da força de trabalho, têm um peso maior no total das perdas masculinas do que nas perdas femininas. Essa observação é válida para todos os critérios, mas a importância relativa desse tipo de perdas é bastante acentuada pelo critério clínico/funcional.

**Figura 1**  
**Composição das Perdas de Rendimentos Resultantes das**  
**Condições Adversas de Saúde no Brasil, por Sexo - 1998**



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD de 1998.

Pelo critério clínico/funcional, a redução na probabilidade de participar da força de trabalho responde por quase 90% do total das perdas de rendimentos para homens. Ou seja, o maior impacto em termos de perdas de bem-estar provocadas por condições adversas de saúde se deve aos trabalhadores doentes que ficam excluídos da força de trabalho. Para as mulheres doentes, o principal canal de perdas é a redução da taxa de salários-hora (44% das perdas totais). As perdas que decorrem da redução no tempo alocado para o trabalho também são expressivas (26%). Ou seja, a saúde provoca perdas substanciais para as mulheres doentes que permanecem na força de trabalho, sendo que essas perdas compreendem 70% do total das perdas de rendimentos femininas.



Pelo critério subjetivo, verificamos que o peso das perdas devido à redução na probabilidade de participar da força de trabalho é menor e, em contrapartida, o peso das perdas via efeito da saúde sobre os salários-hora é maior do que pelo critério clínico/funcional, para homens e mulheres. Pelo critério subjetivo irrestrito, o principal canal de perdas para homens ainda é a redução na probabilidade de participação na força de trabalho (63% das perdas totais), enquanto 33% das perdas decorrem da redução na taxa de salários-hora. Observamos também ser de grande importância as perdas decorrentes de menor probabilidade de estar na força de trabalho para as mulheres (55% das perdas totais), o que não ocorre na análise realizada pelos demais critérios.

Pelo critério subjetivo restrito, as perdas masculinas decorrentes da redução na taxa salarial são relativamente mais expressivas (63% das perdas totais), enquanto apenas 31% se devem aos efeitos da saúde sobre a probabilidade de participar da força de trabalho. Esse é um resultado bastante diferente daquele encontrado pelo critério clínico/funcional. Para as mulheres, o peso das perdas via redução na taxa de salários também é maior do que pelos demais critérios, alcançando 59% do total de perdas femininas.

#### 5.3.4 Perdas de bem-estar

As perdas de rendimentos agregadas fornecem uma indicação das perdas de bem-estar que as condições adversas de saúde acarretam para a sociedade. Constatamos que a saúde é importante do ponto de vista da obtenção de renda no mercado de trabalho para homens e mulheres, com um significativo volume de perdas de rendimentos para os indivíduos doentes. Na Tabela 3 apresentamos um quadro desse impacto agregado das condições de saúde no Brasil, mensurado por meio da relação entre perdas e rendimentos totais por semana e via relação entre as perdas anuais e o PIB.

Constatamos que, para o critério clínico/funcional, as perdas relativas das mulheres (4,12% dos rendimentos totais) são um pouco maiores do que as perdas dos homens (2,53%). Pelo critério subjetivo, não há uma diferença marcante. Pelo critério subjetivo irrestrito as perdas correspondem a cerca de 4,5% dos rendimentos totais, e pelo critério subjetivo restrito esse percentual sobe para 10%. Em relação ao PIB, as perdas de rendimentos encontradas neste trabalho variam de 1,47% (critério clínico/funcional) a 4,63% (critério subjetivo restrito).

**Tabela 3**  
**Perdas Relativas de Rendimentos Resultantes das Condições**  
**Adversas de Saúde no Brasil – 1998 (Em Porcentagem)**

Critérios	Perdas/ Rendimentos Totais			Perdas/ PIB
	Homens	Mulheres	Total	
Clínico/Funcional	2,53	4,12	2,98	1,47
Subjetivo Restrito	10,12	10,01	10,09	4,73
Subjetivo Irrestrito	4,53	4,69	4,58	2,11

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD de 1998.

A relação entre as perdas de rendimentos decorrentes de saúde precária e os rendimentos totais levantadas no trabalho de Luft (1975), para os Estados Unidos, na década de 60, também são expressivas, alcançando o percentual de 6,2% para a amostra total de adultos entre 18 e 64 anos. Nesse estudo, as perdas relativas correspondem a 5,4% para homens brancos, 7,7% para homens negros, 8,4% para mulheres brancas e 9,9% para mulheres negras. Portanto, em comparação com os valores obtidos neste trabalho, as perdas como proporção dos rendimentos totais encontradas por Luft situam-se entre as perdas apontadas pelo critério subjetivo irrestrito e aquelas para o critério subjetivo restrito.

Ao dividir o total de perdas e a população de doentes tem-se uma perda média de bem-estar resultante de condições precárias de saúde, que não deve ser afetada pelo número de doentes, como acontece com as perdas relativas. Os resultados desse cálculo estão na Tabela 4, e permitem comparar as perdas pelos diferentes critérios.

**Tabela 4**  
**Perdas de Rendimento por Pessoa Resultantes de Condições**  
**Adversas de Saúde no Brasil – 1998 (Reais (R\$) por Semana)**

Critérios	Homens	Mulheres	Total
Clínico/Funcional	8,75	4,40	6,30
Subjetivo Restrito	16,97	6,11	11,31
Subjetivo Irrestrito	27,93	8,60	16,89

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD de 1998.

As perdas semanais de rendimentos por pessoa doente atingem um valor de R\$ 8,75 para homens no Brasil, quando consideradas pelo critério clínico/funcional. Esse valor é maior pelo critério subjetivo, sendo de cerca de R\$ 17,00 pelo critério subjetivo restrito e cerca de R\$ 28,00 pelo critério subjetivo irrestrito. Para as mulheres, as diferenças no valor das perdas por pessoa são menores, correspondendo a cerca de R\$ 4,40 por semana pelo critério clínico/funcional, R\$ 6,11 pelo critério subjetivo restrito e R\$ 8,60 pelo critério subjetivo irrestrito. As perdas por pessoa doente no Brasil situam-se, em média, entre R\$ 6,30 por semana (critério clínico/funcional) e R\$ 16,89 por semana (critério subjetivo irrestrito), sem discriminar por sexo.

O trabalho de Castro e Kassouf (2000) já havia levantado números bastante expressivos para as perdas de rendimentos por homem adulto (18 a 64 anos), ou seja, da ordem de 187 dólares por ano, em valores de 1989. No entanto, não se deve comparar diretamente esses valores, mas apenas ter em mente que as duas pesquisas mostram a relevância do estado de saúde como determinante dos rendimentos individuais.<sup>24</sup> De qualquer forma, a Tabela 5 mostra que o montante das perdas anuais<sup>25</sup> por pessoa no Brasil, em dólares de 1989, é superior a 187 dólares, tanto pelo critério clínico/funcional quanto pelo critério subjetivo para homens, o que provavelmente reflete a diferença na dimensão de saúde captada com os indicadores utilizados nesse trabalho. Pelos três critérios analisados as perdas por indivíduo doente são substanciais. Se considerarmos que o PIB *per capita* brasileiro se situa na faixa de 4000 dólares, estas perdas podem variar entre 10% e 30% para os homens.

**Tabela 5**  
**Perdas de Rendimentos por Pessoa Doente Resultantes das Condições Adversas de Saúde no Brasil - 1998 (Em Dólares<sup>26</sup> por Ano)**

Critérios	Homens	Mulheres
Clínico/Funcional	425,36	213,90
Subjetivo Restrito	824,95	297,02
Subjetivo Irrestrito	1357,75	418,07

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD de 1998.

24 A comparação dos números não seria válida porque os valores estão expressos em moedas e tempo diferentes, mas também porque há algumas diferenças metodológicas nos dois trabalhos, sobretudo no que diz respeito às informações disponíveis nas bases de dados empregadas.

25 As perdas semanais foram multiplicadas por 52 para encontrarmos as perdas por ano.

26 Valores em dólares de 1989.

## 6 Considerações finais

Este artigo examina a importância da saúde na determinação dos rendimentos dos trabalhadores brasileiros, mostrando que uma saúde precária provoca perdas por meio das três fontes de rendimentos consideradas. Um pior estado de saúde se associa com uma menor probabilidade de participação na força de trabalho, tem efeitos sobre a produtividade, mensurada pela taxa de salários, e sobre a oferta do trabalho, mensurada pelo número de horas trabalhadas por semana.

Para os homens, a exclusão da força de trabalho é o principal efeito de uma piora no estado de saúde, enquanto para as mulheres a redução na taxa de salários tem o maior peso entre os componentes das perdas, embora algumas dessas comparações sofram variações dependendo da maneira de como se avalia o estado de saúde. As condições de saúde merecem atenção no Brasil, pois uma saúde precária provoca perdas expressivas para a sociedade, seja em termos relativos ou em termos *per capita*.

As perdas de rendimentos por pessoa no Brasil situam-se entre R\$ 6,30 e R\$ 16,89 por semana. Em termos relativos, as perdas representam de 1,5% a 4,7% do PIB brasileiro. Esses números são relevantes para mostrar a importância e necessidade de se garantir melhores condições de saúde para a população. Além dos ganhos de bem-estar não mensuráveis diretamente, como a melhora na qualidade de vida, existe a possibilidade de redução do valor das perdas de rendimentos ao melhorar o estado de saúde dos indivíduos.

Vale ressaltar que o critério clínico/funcional, que classifica como doente a pessoa que tem doença crônica ou problemas de mobilidade física, talvez não seja suficiente para captar todas as dimensões relevantes da saúde utilizadas neste trabalho, embora esse critério forneça indicações claras de perdas de bem-estar resultantes de condições adversas de saúde. O critério subjetivo, mensurado a partir da saúde auto-avaliada, além de confirmar esses resultados, aponta para um maior volume de perdas de bem-estar, possivelmente porque esse critério reflete a percepção do estado global de saúde do indivíduo, incorporando uma dimensão maior da saúde do que o clínico/funcional. Uma ressalva aos dois critérios é que as informações de saúde são atribuídas pelos próprios indivíduos entrevistados na PNAD, e como é freqüentemente registrado na literatura empírica, essa informação pode estar sendo condicionada pelas características socioeconômicas do informante. Contudo, é muito difícil ter uma dimensão exata de quanto isto compromete os resultados.

A importância de se comparar os resultados pelos três critérios está no fato de que o critério clínico/funcional, ao envolver uma dimensão menos ampla da saúde, pode

subestimar os efeitos da saúde sobre os rendimentos. Mas pode-se pensar nos resultados obtidos pelos critérios clínico/funcional e subjetivo como os limites que definem um intervalo onde se situam as perdas de rendimentos por doente. Entre os critérios subjetivo restrito e irrestrito, o segundo corte seria uma referência mais plausível para as perdas por doente pelo critério subjetivo. Para as mulheres, o intervalo de perdas por pessoa é menor do que o intervalo para os homens.

Um avanço na análise dos impactos da saúde sobre os rendimentos no Brasil envolve o tratamento da saúde como variável determinada simultaneamente com os rendimentos, o que fica como proposta para um trabalho subsequente. Como o suplemento de saúde da PNAD empregado nesse estudo conta apenas com uma análise *cross-section* para o ano de 1998, a utilização de métodos de variáveis instrumentais parece ser a alternativa mais adequada para se controlar a endogeneidade do estado de saúde. Também é interessante empreender algum esforço para combinar informações acerca do critério clínico/funcional e do subjetivo numa única medida, tentando captar uma dimensão mais ampla do estado de saúde.

## Referências bibliográficas

- Alves, L. F. *Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil*. 2002. Dissertação (Mestrado), CEDEPLAR/UFMG, Belo Horizonte.
- Baer, W.; Campino, A. C.; Cavalcanti, T. Condições e política de saúde no Brasil: uma avaliação das últimas décadas. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 4, p. 763-785, out./dez. 2000.
- Becker, G. A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, v. 75, p. 493-517, 1965.
- Behrman, J. H., Deolalikar, A. B. Health and nutrition. In: Chenery, H.; Srinivasan, T. N. (orgs.), *Handbook of development economics*. Amsterdam: Elsevier, v. 1, cap. 14, 1988. p. 631-711.
- Castro, E. T. P. de; Kassouf, A. L. Rendimentos perdidos por trabalhadores em condições inadequadas de saúde (errata). *Economia Aplicada*. São Paulo, v. 4, n. 1, p. 115-119, jan./mar. 2000.
- Currie, J., Madrian, B. C., Health, health insurance and the labor market. In: Ashenfelter, O., Card, D. (eds.), *Handbook of labor economics*, v. 3, cap. 50, p. 3309-3416. 1999.
- Davidson, R.; Mackinnon, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. New York, Oxford: Oxford University Press, 1993.

- Glick, P., Sahn, D. E. Health and productivity in a heterogeneous urban labour market. *Applied Economics*, v. 30, p. 203-216, 1998.
- Greene, W. H. *Econometric analysis*. 2ª Ed. New Jersey: Prentice Hall, 1993.
- Grossman, M. On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, p. 223-255, 1972.
- Grossman, M., Benham, L. Health, hours and wages. In: Perlman, M. *The economics of health and medical care*. London: Macmillan Press, 1974, p. 205-233.
- Heckman, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*. v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- Kassouf, A. L. Saúde e mercado de trabalho. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, v. 27, n. 3, p. 587-610, 1997.
- Kidd, M. P.; Sloane, P. J., Ferko, I. Disability and the labour market: an analysis of British males. *Journal of Health Economics*, v. 19, p. 961-981, 2000.
- Luft, H. S. The impact of poor health on earnings. *The Review of Economics and Statistics*, v. 57, n. 1, p. 43-57, 1975.
- Martikainen, P.; Aromaa, M. H.; Timo, K.; Knekt, P.; Maatela, E. L. Reliability of perceived health by sex and age. *Social Science, Medicine*, v. 48, p. 1117-1122, 1999.
- Noronha, K. V. M. de S., Andrade, M. V., Desigualdades sociais em saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*. v. 32, n. especial, p. 877-897, 2001.
- Nunes, A.; Santos, J. R. S.; Barata, R. B.; Viana, S. M. *Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento*. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada, 2001. 224p.
- Pitt, M.; Rosenzweig, M. Agricultural prices, food, consumption in the health and productivity of Indonesian farmers. In: Singh, I; Squire, L.; Strauss, J. (eds.), *Agricultural household models*, 1986.
- Sahn, D. E.; Alderman, H. The effects of human capital on wages, and the determinants of labor supply in a developing country. *Journal of Development Economics*, v. 29, p. 157-183, 1988.

Schultz, T. P.; Tansel, A. Wage and labor supply effects of illness in Côte d'Ivoire and Ghana: instrumental variable estimates for days disabled. *Journal of Development Economics*, v. 53, n. 2, p. 251-286, 1997

Strauss, J., Thomas, D. Health, nutrition, and economic development. *Journal of Economic Literature*, v. 36, p. 766-817, junho de 1998.

Thomas, D.; Strauss, J. Health and wages: evidence on men and women in urban Brazil. *Journal of Econometrics*, v. 77, n. 1, p. 159-185, 1997

## Anexo

### Quadro 1A Lista de Doenças Crônicas da PNAD de 1998

- |                               |                                |
|-------------------------------|--------------------------------|
| 1) doença de coluna ou costas | 7) doença do coração           |
| 2) artrite ou reumatismo      | 8) doença renal crônica        |
| 3) câncer                     | 9) depressão                   |
| 4) diabetes                   | 10) tuberculose                |
| 5) bronquite ou asma          | 11) tendinite ou tenossinovite |
| 6) hipertensão                | 12) cirrose                    |

### Quadro 2A Lista de Tarefas do Tópico sobre Mobilidade Física da PNAD de 1998

- |  |
|--|
| 1) dificuldade para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro;                                       |
| 2) dificuldade para correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados; |
| 3) dificuldade para empurrar mesa ou realizar consertos domésticos;                                    |
| 4) dificuldade para subir ladeira ou escada;   |
| 5) dificuldade para abaixar-se, ajoelhar-se ou curvar-se;  |
| 6) dificuldade para andar mais do que um quilômetro;   |
| 7) dificuldade para andar cerca de 100 metros;   |

**Quadro 3A**  
**Variáveis Explicativas Incluídas nas Equações do Modelo Econométrico**

Variáveis Explicativas	Descrição	Z1	X1	X2
ln(renda não trabalho)	logaritmo da renda não salarial	x		x
educação	Número de anos de estudo completos	x	x	
educação <sup>2</sup>	Número de anos de estudo completos ao quadrado	x	x	
experiência	Experiência potencial = Idade – Educação – 5	x	x	x
experiência <sup>2</sup>	Experiência potencial ao quadrado	x	x	x
Cor	= 1 para indivíduos brancos; 0 para indivíduos não-brancos	x	x	x
Sindicato	= 1 se o indivíduo participa de sindicato; 0 em caso contrário		x	x
Setor Urbano	= 1 se residente no setor urbano; 0 se residente no setor rural	x	x	x
Região do País	Variável binária com valores iguais a 0 ou 1			
Região NE	= 1 para a região Nordeste;	x	x	x
Região SE	Região Sudeste: categoria de referência;			
Região SU	= 1 para a região Sul;	x	x	x
Região CO	= 1 para a região Centro-Oeste (exceto o Distrito Federal);	x	x	x
Distrito Federal	= 1 para o Distrito Federal;	x	x	x
Estado Civil	Variável binária com valores iguais a 0 ou 1			
Casado 1	= 1 se o indivíduo é casado e o conjuge não trabalha;	x		x
Casado 2	= 1 se o indivíduo é casado e o conjuge trabalha;	x		x
Solteiro	Indivíduos solteiros: Categoria de referência			
Presença de criança na família	Número de crianças na família por faixa etária			
Crianças 0 a 2 anos	Número de crianças com idade de 0 a 2 anos;	x		x
Crianças 3 a 6 anos	Número de crianças com idade de 3 a 6 anos;	x		x
Crianças 7 a 9 anos	Número de crianças com idade de 7 a 9 anos;	x		x
Crianças 10 a 14 anos	Número de crianças com idade de 10 a 14 anos;	x		x
Ramos de Atividade	Variável binária com valores iguais a 0 ou 1			
Agrícola	Atividade agrícola: categoria de referência;			
Transformação	= 1 para trabalhadores da indústria de transformação;		x	x
Construção	= 1 para trabalhadores da indústria de construção;		x	x
Outras indústrias	= 1 para trabalhadores em outras indústrias;		x	x
Comércio	= 1 para trabalhadores do comércio;		x	x
Serviços	= 1 para trabalhadores em atividades de serviços;		x	x
Serviços auxiliares	= 1 para trabalhadores em atividades de serviços auxiliares;		x	x
Transp. e comun. Social	= 1 para trabalhadores com transportes e comunicação;		x	x
Adm. Pública	= 1 para trabalhadores em atividades sociais;		x	x
outras	= 1 para trabalhadores da Administração Pública;		x	x
Posição na Ocupação	Variável binária com valores iguais a 0 ou 1			
com carteira	Empregados com carteira: categoria de referência;			
militar ou fp	= 1 para militares ou funcionários públicos;		x	x
sem carteira	= 1 para empregados sem carteira;		x	x
doméstico	= 1 para empregados domésticos;		x	x
conta-própria	= 1 para trabalhadores por conta-própria;		x	x
empregador	= 1 para empregadores.		x	x
Lambda	Razão inversa de Mills		x	x



**Tabela 1A**  
**Média dos Rendimentos Estimados para os Doentes no Brasil, por Sexo**

Critério de Classificação	Homens			Mulheres		
	Participação na Força de Trabalho	Taxa de Salários	Número de Horas de Trabalho	Participação na Força de Trabalho	Taxa de Salários	Número de Horas de Trabalho
Clínico/ Funcional	0,7850	2,6724	45,8990	0,4398	2,0454	35,4094
Subjetivo	0,7800	2,3720	45,4005	0,4467	1,9568	36,2295
Subjetivo	0,7207	1,8759	45,5381	0,3907	1,5220	34,7542

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD, 1998.

**Tabela 2A**  
**Média dos Rendimentos Obtidos com os Coeficientes Estimados dos Saudáveis e as Características dos Doentes no Brasil, por Sexo**

Critério de Classificação	Homens			Mulheres		
	Participação na Força de Trabalho	Taxa de Salários	Número de Horas de Trabalho	Participação na Força de Trabalho	Taxa de Salários	Número de Horas de Trabalho
Clínico/ Funcional	0,8323	2,6880	46,0190	0,4515	2,1597	36,3339
Subjetivo	0,8122	2,6623	45,7582	0,4561	2,1649	37,3674
Subjetivo	0,8211	2,1563	46,0772	0,4332	1,6920	35,9804

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD, 1998.

**Tabela 3A**  
**Diferenciais Médios de Rendimentos Resultantes das Condições Adversas de Saúde no Brasil, por Sexo**

Critério de Classificação	Homens			Mulheres		
	Participação na Força de Trabalho	Taxa de Salários	Número de Horas de Trabalho	Participação na Força de Trabalho	Taxa de Salários	Número de Horas de Trabalho
Clínico/ Funcional	0,0473	0,0155	0,1200	0,0116	0,1142	0,9245
Subjetivo	0,0322	0,2903	0,3577	0,0094	0,2081	1,1379
Subjetivo	0,1033	0,2804	0,5392	0,0416	0,1700	1,2262

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD, 1998.<sup>27</sup>

27 Teste t, sob a hipótese nula de média igual a zero: os valores constantes desta tabela são significativos a 1% (maior que zero).

**Tabela 4A**  
**Perdas de Rendimentos Agregadas Resultantes de Condições**  
**Adversas de Saúde no Brasil, por Sexo - 1998**

Descrição	Homens			Mulheres		
	Clínico/ Funcional	Subjetivo Restrito	Subjetivo Irrestrito	Clínico/ Funcional	Subjetivo Restrito	Subjetivo Irrestrito
1. População total	43641668	43693162	43693162	44962816	45012148	45012148
2. População de doentes	15261827	31448286	8561385	19566867	34220754	11401762
3. População de doentes trabalhando	11893106	24473705	6117015	8425323	15047959	4343692
4. Taxa de salários por hora média	3,5196	3,5198	3,5198	2,8541	2,8545	2,8545
5. Oferta de trabalho semanal média	47,1406	47,1395	47,1395	39,5926	39,5924	39,5924
<b>Perdas 1 – Participação na Força de Trabalho</b>						
6. Diferença ajustada (1)	0,0473	0,0322	0,1033	0,0116	0,0094	0,0416
7. Perda de força de trabalho (pessoas)	722287	1013091	884114	227261	321548	474483
8. Perda de rendimentos por hora	2542135	3565877	3111903	648630	917845	1354390
9. Perda de rendimentos por semana	119837779	168093482	146693412	25680981	36339700	53623569
<b>Perdas 2 – Produtividade</b>						
10. Diferença ajustada (2)	0,0155	0,2903	0,2804	0,1142	0,2081	0,1700
11. Perda de rendimentos por hora	184426	7104017	1715166	962558	3131912	738303
12. Perda de rendimentos por semana	8693972	334879436	80851970	38110195	123999956	29231196
<b>Perdas 3 – Oferta de Trabalho</b>						
13. Diferença ajustada (3)	0,1200	0,3577	0,5392	0,9245	1,1379	1,2262
14. Perda de horas de trabalho semanais	1426852	8754440	3298114	7789134	17123193	5326192
15. Perda de rendimentos por semana	5021892	30813878	11608702	22231096	48877353	15203365
16. Total das perdas de rendimentos	133553644	533786796	239154083	86022273	209217009	98058129
17. Perdas por pessoa doente	8,75	16,97	27,93	4,40	6,11	8,60
18. Rendimentos Totais	5273556866	5273556866	5273556866	2090431734	2090431734	2090431734
19. Perdas (%)	2,53%	10,12%	4,53%	4,12%	10,01%	4,69%

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da PNAD de 1998.

# Efetividade e eficiência no ensino médio brasileiro

Carlos Eduardo Gasparini<sup>§</sup>  
Francisco S. Ramos<sup>□</sup>

## RESUMO

O trabalho analisa a eficiência na provisão de serviços no ensino médio brasileiro, usando dados estaduais. Baseado numa abordagem do setor público, que distingue os serviços diretos prestados pelo Estado dos serviços finais efetivamente demandados pelos cidadãos, o modelo deixa clara a necessidade de se levar em consideração os fatores socioeconômicos que influenciam no atendimento de demandas por serviços públicos. A incorporação desses fatores não-discrecionários é feita por meio de uma metodologia em dois estágios. No primeiro, utiliza-se a análise de envoltória de dados (DEA) para se construir um índice não-ajustado de eficiência. No segundo, o índice é ajustado ao contexto socioeconômico por meio de análise econométrica. Os resultados revelam que o contexto socioeconômico possui um impacto relevante sobre o desempenho educacional. Foi possível constatar, também, a existência de altos níveis de ineficiência entre os Estados brasileiros. Por fim, a análise sugere que o incremento do desempenho educacional no Brasil deve ser buscado em paralelo à implementação de outras melhorias nas condições de vida da população.

**Palavras-chave:** eficiência, ensino médio, fatores não-discrecionários, DEA (*Data Envelopment Analysis*).

## ABSTRACT

The paper analyses efficiency in the provision of high school educational services for Brazilian states. Using a public sector model that distinguishes direct services from citizen's demand, the study highlights the importance of controlling for environmental factors. These nondiscretionary inputs are incorporated in a two stage procedure. In the first step, Data Envelopment Analysis (DEA) is used to estimate a non adjusted efficiency index. Then, that measure is adjusted by means of econometric analysis. The results show that socio-economic environment has a great influence in the educational performance. Furthermore, substantial inefficiency is found among brazilian states. The findings suggest that improvements in Brazil's educational system must come together with others socio-economic benefits.

**Key words:** efficiency, high school, non-discretionary factors, DEA (*Data Envelopment Analysis*).

**JEL classification:** H52, I21, I28.

---

§ Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE e professor da Universidade Católica de Brasília - UCB.

□ Docteur en Sciences Economiques pela Université Catholique de Louvain, Bélgica. Professor Adjunto da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE/PIMES). O autor agradece a bolsa de produtividade em pesquisa do CNPq n.300317/93-0.

## 1 Introdução

A educação assumiu um papel de grande relevância na atualidade, não apenas no campo teórico, mas também no cenário das políticas públicas. Para os economistas, em particular, a educação tem despertado contínuo interesse, tanto pelo impacto no mercado de trabalho (via aumento da produtividade e da remuneração do trabalhador) como pela sua influência sobre a distribuição e o crescimento da renda, ou ainda pelas externalidades sociais e produtivas que possui.<sup>1</sup> Além disso, a existência de possíveis falhas de mercado faz da educação uma área típica de Estado, onde a atuação pública é consensualmente vista como necessária e positiva.

Diante disso, muitos esforços e vastas somas de recursos têm sido aplicados na melhoria dos sistemas educacionais por diversos países. No Brasil, essas ações atingem dimensões dignas de nota.<sup>2</sup> Para se ter uma idéia, nada menos do que 53.269.154 alunos foram matriculados no ensino básico em 2001, sendo 82% nos níveis fundamental e médio. Do total de estudantes matriculados, 88,1% foram atendidos pelo setor público (86,7% no ensino médio), o que demonstra que o ensino oficial gratuito predomina na estrutura do sistema educacional brasileiro. Do ponto de vista dos recursos utilizados, vale destacar que em 1995 o Brasil destinou aproximadamente R\$ 33 bilhões para a educação (82,6% dos quais em gastos diretos<sup>3</sup>). Este montante representou 5,1% do Produto Interno Bruto (PIB) do País (4,2% considerando-se os gastos diretos).

O Brasil, no entanto, ainda exhibe uma situação bastante incômoda quando comparado a outros países. A Tabela 1 apresenta dados que permitem vislumbrar o relativo atraso no desempenho educacional brasileiro, apesar do grande esforço e da vultosa mobilização de verbas públicas verificadas no País.

A segunda coluna da Tabela 1 contém dados de PIB *per capita* (ajustado pela Paridade do Poder de Compra - PPP) que permitem situar o Brasil em relação aos demais países da amostra. A terceira coluna da Tabela 1 apresenta dados referentes ao percentual dos gastos públicos com educação em relação ao Produto Interno Bruto (PIB). Conforme já foi dito, o Brasil comprometeu o equivalente a 5,1% do seu PIB com gastos em educação em 1995. Em

---

1 As origens dessa temática remontam aos trabalhos dos clássicos (ver Kiker, 1966) para a evolução histórica desse tema). Modernamente, o tema é retomado por Schultz (1960 e 1961) e Becker (1962) sob o enfoque da teoria do capital humano. Ênfase mais recente é obtida com a nova teoria do crescimento endógeno. Alguns exemplos dessa perspectiva são os trabalhos de Romer (1986, 1987, 1990), Lucas (1988), Aghion e Howitt (1992) e Becker, Murphy e Tamura (1990), entre outros.

2 Os dados apresentados a seguir foram obtidos no endereço eletrônico do MEC/INEP.

3 Excluem-se verbas destinadas ao pagamento de benefícios, como pensões e aposentadorias.

comparação com os demais países, observa-se que esse percentual só é menor do que o encontrado para Canadá e França, sendo superior ao de países mais desenvolvidos, como Estados Unidos, Espanha e Coréia do Sul, e situando-se bem acima do verificado para países latino-americanos, como Argentina, Paraguai e Uruguai. Reforçando a importância do setor público brasileiro na educação, a quarta coluna demonstra que o percentual de gastos oficiais com educação em relação ao total de gastos públicos no Brasil encontra-se entre os mais altos, abaixo apenas do percentual de Coréia do Sul e Malásia.

**Tabela 1**  
**Brasil e Países Selecionados: Dados Gerais Sobre Educação - 1995**

PAÍS	PIB <i>per capita</i> (US\$ PPP)	% gastos educ. em rel. ao PIB	% gastos pub. educ. em rel. gastos pub.	Taxa de analfabetismo	% pop. 25-64 anos c/ ensino médio ou mais	Tx de atendimento pop. 5 a 14 anos
<b>Brasil</b>	<b>6.396</b>	<b>5,1</b>	<b>14,8</b>	<b>14,9</b>	<b>22,8</b>	<b>86,9</b>
Canadá	20.991	5,8	13,6	(1) 1,7	76,0	99,2
EUA	26.711	5,0	14,4	(1) 1,0	86,0	101,2
Espanha	14.317	4,8	12,8	(1) 2,8	30,0	104,2
França	19.908	5,8	11,1	(1) 1,0	60,0	100,1
Argentina	9.445	3,4	12,6	3,8	27,0	99,4
Paraguai	3.980	3,1	14,8	7,9	33,0	83,3
Uruguai	9.200	2,7	12,4	2,7	27,0	96,9
Coréia do S.	12.518	3,6	17,5	2,0	61,0	92,3
Malásia	10.672	4,9	15,4	(1) 14,3	33,0	89,1

Fonte: MEC / INEP - Geografia da Educação Brasileira (2000a).

(1) Dados relativos ao ano de 1997.

Não obstante o esforço público nacional, os indicadores do desempenho em educação do País se mostram bastante acanhados. As colunas cinco a sete da Tabela 1 evidenciam que o Brasil possui a maior taxa de analfabetismo entre os países da amostra, o menor percentual da população entre 25 e 64 anos com pelo menos o ensino médio e a segunda pior taxa de atendimento educacional para a população entre 5 e 14 anos, à frente apenas do Paraguai.

Esses resultados levantam dúvidas sobre a eficiência do sistema educacional brasileiro. Embora esteja sendo muito analisado na literatura especializada internacional,<sup>4</sup> este tema

4 Hanushek (1979 e 1986) fornece um vasto panorama dos trabalhos realizados nessa perspectiva.

encontra-se ainda bem menos disseminado no Brasil.<sup>5</sup> Diante deste contexto, torna-se relevante avaliar a eficiência brasileira na prestação de serviços educacionais.

O presente trabalho tem como objetivo avaliar a eficiência pública na provisão de serviços no ensino médio do País, utilizando dados estaduais. O artigo está organizado em seis partes, incluindo esta introdução. Na segunda parte descreve-se o modelo de setor público com que a questão será abordada. A metodologia utilizada, baseada em técnicas não-paramétricas (DEA) de estimação de fronteiras de produção/custos, em conjunto com abordagem econométrica que permite incluir fatores não-discrecionários, está descrita na terceira parte. A base de dados é apresentada e discutida na parte seguinte. A quinta seção apresenta e analisa os resultados. Por fim, a sexta parte resume as principais conclusões a que o trabalho permite chegar.

## 2 Modelagem do setor público

Quando se estuda a produção de bens e serviços em Economia, o foco se concentra nas unidades produtivas ou firmas. No caso do setor público, este pode ser considerado como uma unidade produtiva ou decisória (DMU), cujas ações são atividades de prestação de serviços à população, tais como serviços de educação, saúde e segurança. Com isso, a atividade pública pode ser apreendida utilizando-se do instrumental econômico, a partir do qual a sua eficiência pode ser avaliada.

Admite-se, assim, que existam  $N$  ( $n = 1, \dots, N$ ) unidades prestadoras de serviço e que cada unidade empregue  $K$  inputs  $X = (x_1, \dots, x_K) \in R_+^K$  para prover serviços diretos à população  $Y = (y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$ . No caso da prestação de serviços educacionais, considera-se que o setor público utiliza mão-de-obra (professores, supervisores, diretores etc.) e capital (prédios, carteiras, computadores etc.) para ofertar serviços como aulas de matemática, português, geografia etc. Essa relação pode ser descrita como:

$$Y = f(X) \tag{1}$$

5 Apesar de diversos autores mostrarem preocupação com o fraco desempenho educacional do País, a exemplo dos trabalhos de Barros e Mendonça (1997), Barros, Henriques e Mendonça (2002), Birdsall, Bruns e Sabot (1996), Behrman e Schneider (1996), Lau *et alii* (1996) e Plank, Sobrinho e Xavier (1996), a literatura sobre eficiência na educação não teve um avanço expressivo. Alguns exemplos, para o caso do ensino superior, são os trabalhos de Marinho, Resende e Façanha (1997) e Façanha e Marinho (2001).

Supondo que as unidades procuram minimizar os custos de prestação dos serviços, pode-se obter a respectiva **função custo**, que depende do nível de serviços diretos prestados ( $Y$ ) e dos preços dos insumos ( $W \in R_+^K$ ):

$$C = c(Y, W) \quad (2)$$

Conforme sugerem Bradford, Malt e Oates (1969), entretanto, deve-se considerar que os serviços diretos ( $Y$ ) não são necessariamente o que interessa aos cidadãos. Por exemplo, a população não está necessariamente interessada no número de policiais nas ruas, mas no nível de segurança que desfruta. No caso educacional, o que importa não é o número de aulas assistidas pelos alunos, mas o conhecimento e as habilidades por eles adquiridos (ou seja, a sua *performance*). Assim, há uma diferença fundamental entre os serviços diretos  $Y$  ( $Y \in R_+^M$ ) e os serviços “finais”  $S$  ( $S \in R_+^J, j = 1, \dots, J$ ), que são, em última instância, o que interessa à população.

A transformação de serviços diretos em finais, no entanto, está sujeita a uma série de fatores socioeconômicos ( $Z \in R_+^H$ ) que não estão diretamente sob controle dos prestadores dos serviços. No caso educacional, por exemplo, o aprendizado dos alunos está sujeito não só às lições que eles desfrutam, mas também a vários outros fatores, como o nível de renda familiar, a escolaridade dos pais, o mercado de trabalho, os custos de oportunidade etc.<sup>6</sup> A transformação dos serviços diretos em finais pode ser representada implicitamente pela seguinte equação:

$$S = s(Y, Z) \quad (3)$$

Resolvendo (3) para a variável  $Y$  e substituindo em (2), obtém-se então a **função custo final** do setor público:

$$C = c[s^{-1}(S, Z), W] = \theta(S/W, Z) \quad (4)$$

6 Há uma vasta literatura dando conta dos fatores institucionais que influenciam o aprendizado, a exemplo dos trabalhos de Hanushek (1979 e 1986), já citados. Exemplos de estudos que destacam os determinantes do desempenho educacional no Brasil são os trabalhos de Barros et alii (2001) e MEC/INEP (2000b).

Essa função custo implícita relaciona o nível mínimo de custos necessários para ofertar determinado volume de serviços finais, dados os fatores socioeconômicos exógenos e os preços dos fatores de produção. Ela permite analisar, portanto, diferenças de custos quando os serviços são eficientemente produzidos, levando-se em consideração fatores ambientais fora do controle dos prestadores de serviços.

Neste ponto, cabe uma observação a respeito dos significados de efetividade e eficiência no provimento de serviços educacionais. Uma escola é dita **efetiva** se ela é capaz de desenvolver nos alunos capacidades cognitivas adequadas. No entanto, o conceito de eficiência também deve considerar a utilização dos recursos. Assim, uma escola será **eficiente** se ela for capaz de produzir o máximo em capacidades cognitivas ao menor custo possível, dados os preços dos insumos e os condicionantes socioeconômicos. Assim, uma escola com bom desempenho em termos do desenvolvimento cognitivo de seus alunos pode estar sendo efetiva, mas ineficiente, caso ela esteja utilizando mais recursos do que os necessários para atingir aquele resultado. Por outro lado, uma escola relativamente pobre pode estar fazendo o melhor uso dos seus recursos e sendo eficiente, mas, mesmo assim, não estar sendo efetiva, caso o nível de aprendizagem dos seus alunos fique abaixo de padrões mínimos exigidos.

Isto posto, uma medida de custo-eficiência pode ser definida, seguindo Ruggiero (1998a), como:

$$\gamma (W, Z) = \frac{C}{D} \quad (5)$$

onde  $D$  corresponde ao nível efetivo de despesas incorridas no provimento dos serviços. Como se pode observar,  $0 \leq \gamma \leq 1$  se o prestador do serviço é custo-eficiente, as despesas correspondem aos custos mínimos e  $\gamma = 1$ . Caso contrário, os gastos superam os custos mínimos e  $\gamma < 1$ . A equação (5) deixa claro que, sendo os custos mínimos função dos preços dos insumos ( $W$ ) e dos fatores socioeconômicos exógenos ( $Z$ ), a medida de eficiência em questão também depende desses fatores. Ou seja,  $W$  e  $Z$  precisam ser controlados para que se possa estimar adequadamente a eficiência em custos.

Rearrmando a equação (5), obtém-se a seguinte expressão para as despesas efetivas do setor público ( $D$ ):



$$D = \frac{C}{\gamma} = \frac{1}{\gamma} \theta (S/W, Z) \quad (6)$$

A equação (6) nos permite interpretar o nível de despesas ( $D$ ) como sendo composto pelos custos mínimos de provisão dos serviços, multiplicados por um fator de ajustamento de eficiência. Com isso, obtém-se um modelo para o setor público que permite a estimação da eficiência na prestação de serviços considerando-se importantes fatores exógenos.<sup>7</sup>

### 3 Metodologia

A avaliação da eficiência de agentes econômicos é um tema que vem sendo estudado há algum tempo. De uma maneira geral, é possível separar as abordagens em dois grupos: as que usam métodos paramétricos e as que utilizam os não-paramétricos para definir a fronteira de eficiência.<sup>8</sup> No caso não-paramétrico (normalmente referido como DEA - *Data Envelopment Analysis*), busca-se “flutuar” uma superfície com faces lineares sobre o topo das observações,<sup>9</sup> ou seja, procura-se construir uma superfície que envolva os dados. A estimação é obtida, nesse caso, por meio de técnicas de programação linear e a fronteira é determinada considerando-se apenas algumas propriedades que a tecnologia (conjunto de possibilidades de produção) deve possuir, tais como livre disponibilidade (*free disposal*) e convexidade. Entre as vantagens dessa metodologia estão a possibilidade de lidar simultaneamente com vários insumos e múltiplos produtos e o fato de não impor qualquer forma funcional à fronteira.

Há um acervo considerável de literatura econômica que utiliza essa abordagem na avaliação da eficiência de serviços educacionais,<sup>10</sup> embora no Brasil, como se destacou, essa utilização

7 O termo  $1/\gamma$  permite também acomodar visões alternativas sobre a estrutura de funcionamento do setor público. Alguns autores (ver, por exemplo, Niskanen, 1975) admitem que as instituições públicas não buscam minimizar custos. Entre as hipóteses geralmente formuladas encontram-se a de maximização dos orçamentos, da quantidade de funcionários, do excesso de oferta, da supercapitalização, entre diversas outras. A partir da equação (6), esses aspectos poderiam ser captados pelo fator de ajustamento de eficiência.

8 Ao trabalho pioneiro de Farrell (1957) seguiram-se inúmeras abordagens. Resenhas das principais alternativas são encontradas em Forsund, Lovell e Schmidt (1980), Bauer (1990) e Seiford e Thrall (1990).

9 Ou sob a base das observações, no caso das funções de custo.

10 Alguns exemplos são os trabalhos de Charnes, Cooper e Rhodes (1978 e 1981), Bessent, Bessent, Elam e Long (1984), Bessent, Bessent, Kennington e Reagan (1982) e Färe, Grosskopf e Weber (1989). Exemplos para a realidade brasileira são os já mencionados trabalhos de Marinho, Resende e Façanha (1997) e Façanha e Marinho (2001).

tenha sido menos comum. Uma crítica destinada à maioria desses estudos,<sup>11</sup> no entanto, atrela-se ao fato de os mesmos incluírem os fatores socioeconômicos (quando o fazem) como variáveis discricionárias, ou seja, sob o controle das DMUs. Como consequência, os efeitos negativos de variáveis exógenas são considerados como sendo ineficiência, o que não é compatível com o modelo de setor público de Bradford, Malt e Oates (1969) descrito anteriormente.

Para superar esse problema, será utilizada no presente estudo uma abordagem em dois estágios, inicialmente proposta por Ray (1991), para o caso de fronteiras de produção, e estendida por Ruggiero (1998a), para fronteiras de custos.<sup>12</sup> O processo consiste em estimar, num primeiro estágio, uma fronteira de custos “não-ajustada” aos fatores socioeconômicos, utilizando a análise de envoltória de dados (DEA). A partir dessa fronteira, obtém-se um índice “não-ajustado” de eficiência  $\gamma^n$ . Num segundo momento, os fatores exógenos são levados em consideração por meio de abordagem econométrica, a partir da qual se constrói um índice “ajustado” de eficiência  $\gamma^a$ .

### 3.1 Primeiro estágio: análise de envoltória de dados (DEA)

O índice não-ajustado de eficiência  $\gamma^n$  (que inclui tanto as ineficiências propriamente ditas como os possíveis efeitos dos fatores socioeconômicos exógenos) pode ser obtido para cada unidade decisória “ $n = 0$ ” a partir do seguinte problema de programação linear:<sup>13</sup>

$$\begin{aligned}
 \gamma_0^n &= \underset{\phi, \lambda}{\text{Min}} \phi_0 \\
 \text{s.a.} \\
 \sum_{n=1}^N \lambda_n D_n &\leq \phi_0 D_0; \\
 \sum_{n=1}^N \lambda_n S_{nj} &\geq S_{0j}; & \forall j = 1, \dots, J \\
 \sum_{n=1}^N \lambda_n &= 1; \\
 \phi_0, \lambda_n &\geq 0; & \forall n = 1, \dots, N
 \end{aligned} \tag{7}$$

11 Ver Ray (1991) e Ruggiero (1996 e 1998a).

12 Abordagens alternativas são descritas em Ruggiero (1998b e 1999). Exemplos aplicados à realidade brasileira são os trabalhos de Marinho e Façanha (2002) e de Mariano e Sampaio (2002).

13 Essa formulação DEA corresponde ao modelo BCC (Banker, Charnes e Cooper, 1984) orientado para *inputs*.

A solução do problema (7) indica a redução radial necessária para que a unidade “ $n = 0$ ” situe-se na fronteira de custos “não-ajustada”. O valor de  $\gamma$  situa-se entre 0 e 1 e a sua diferença para a unidade<sup>14</sup> representa a proporção em que as despesas (D) poderiam ser reduzidas mantendo-se inalterado o nível de serviços finais  $S$ , mas sem considerar que as unidades enfrentam diferentes conjuntos de fatores socioeconômicos exógenos. Resolvendo-se o problema (7) para as demais unidades prestadoras de serviços obtêm-se os índices de eficiência “não-ajustados” para todas as unidades. É importante ressaltar que essa estimação parte da hipótese de rendimentos variáveis de escala, contemplada pela restrição  $\sum_{n=1}^N \lambda_n = 1$ .

Esta suposição é admitida por permitir acomodar melhor as diferenças existentes entre os Estados brasileiros no tocante ao ensino médio.

### 3.2 Segundo estágio: abordagem econométrica

A incorporação dos fatores exógenos pode ser feita relacionando-se o índice não-ajustado às variáveis socioeconômicas por meio do seguinte modelo de regressão:

$$\gamma_i^n = g(Z_i) + \varepsilon_i \quad (8)$$

onde os índices não-ajustados  $\gamma^n$ , obtidos no primeiro estágio, são tomados como variável dependente e os fatores não-discricionários que afetam os custos de provimento dos serviços educacionais ( $Z$ ) são considerados como variáveis independentes. Especificando  $g(Z)$  na forma linear, a regressão assume a seguinte estrutura, que pode ser estimada usando-se mínimos quadrados ordinários:

$$\gamma^n = \alpha_0 + \alpha_1 Z_1 + \dots + \alpha_H Z_H + \varepsilon \quad (9)$$

Para que o termo de erro dessa regressão, no entanto, indique as ineficiências (técnicas e alocativas) “ajustadas”, ele deve ser unilateral, ou seja,  $0 \leq \varepsilon_i \leq 1$ . Greene (1980) argumenta que a estimação de modelos com erros unilaterais por meio de mínimos quadrados ordinários respeitaria, em princípio, todas as suposições do modelo de regressão clássico, exceto pela média dos erros diferente de zero (para que ele contemple a noção de fronteira). Assim, mínimos quadrados ordinários (MQO) fornecem os melhores estimadores lineares dos

14  $\theta < 1$  indica que a atividade é ineficiente. A atividade será eficiente se  $\theta = 1$  e a soma das variáveis de folga for igual a zero. Para mais detalhes, ver Seiford e Thrall (1990).

parâmetros  $\alpha_1$  a  $\alpha_H$ . Os desvios padrões convencionalmente computados são apropriados, assim como a hipótese de normalidade assintótica. O único parâmetro que não seria consistentemente estimado é o intercepto  $\alpha_0$ . Entretanto, o autor citado mostra que o maior erro obtido por MQO pode ser usado como um estimador consistente do parâmetro  $\alpha_0$ . Assim, tudo o que se precisa fazer é deslocar o intercepto da função estimada por MQO até que todos os erros tenham o sinal correto (erros unilaterais).<sup>15</sup> A partir desse procedimento pode-se obter uma expressão para o índice ajustado de eficiência  $\gamma^a$ .

$$\gamma_i^a = \varepsilon_i + \left( 1 - \underset{n}{\text{Max}} \varepsilon_n \right) \quad (10)$$

onde  $\varepsilon_i$  é o termo de erro estimado por MQO para a unidade “*i*”, conforme equação (9), e  $\underset{n}{\text{Max}} \varepsilon_n$  é o maior dos resíduos obtidos na mesma estimação. Esse índice, portanto, assume valores entre 0 e 1 e o prestador de serviços mais eficiente obtém  $\gamma^a = 1$ . É interessante notar que o índice ajustado pode ser menor do que o não-ajustado, a depender do relacionamento entre este e as variáveis socioeconômicas exógenas.

#### 4 Base de dados

A presente análise de eficiência na prestação de serviços educacionais enfoca o ensino médio e utiliza dados agregados para os 26 Estados brasileiros mais o Distrito Federal. Considera-se cada Estado como uma unidade prestadora de serviços (DMU) e, conseqüentemente, a amostra é composta por 27 observações ( $N = 27$ ).

O ensino médio brasileiro contou, em 1997, com 16.633 estabelecimentos de ensino, que atenderam a 6.405.057 alunos.<sup>16</sup> Para a estimação da fronteira de custos não-ajustada (primeiro estágio), a partir do sistema de equações (7), usou-se a média estadual de gastos públicos<sup>17</sup> por aluno no ensino médio como indicador das despesas governamentais com

15 Pode-se argumentar, por outro lado, que o procedimento mais adequado seria usar um modelo Tobit, pois a variável dependente é truncada entre 0 e 1. Entretanto, Ruggiero (1998b) conclui, por meio de estudo de simulações, que não há virtualmente diferenças entre ambas as alternativas.

16 Mais detalhes podem ser encontrados no endereço eletrônico do MEC/INEP.

17 Incluem os gastos das três esferas de governo (Federal, Estadual e municipal).

educação (D). Como é usual na literatura sobre eficiência na área educacional, foram utilizados dados sobre o desempenho dos alunos em testes padronizados de avaliação da aprendizagem para indicar o nível de serviços finais desfrutados pela população ( $S$ ). Além desses resultados, utilizou-se também a taxa de permanência (100 menos a taxa de evasão) como indicador do nível de serviços. Os dados foram obtidos do Sistema Nacional de Avaliação do Ensino Básico - SAEB,<sup>18</sup> que coleta informações sobre o desempenho acadêmico dos alunos brasileiros. No caso do ensino médio, são fornecidos resultados de exames de proficiência em português e matemática para alunos do terceiro ano. Com isso, o vetor de serviços finais considerado compõe-se de três variáveis ( $J = 3$ ): proficiência em matemática, proficiência em português e taxa de permanência.

É importante ressaltar que o menor nível de agregação que se conseguiu obter para esse conjunto de dados foi o Estadual. Com isso, não foi possível separar os níveis de proficiência entre as escolas públicas e as privadas. Entretanto, como os estabelecimentos públicos atendem à maior parte dos estudantes, e na ausência de dados mais detalhados, os níveis de proficiência agregados foram tomados como indicadores do desempenho das escolas públicas brasileiras no ensino médio.

Conforme discutido anteriormente, o índice de eficiência precisa ser ajustado para considerar os fatores socioeconômicos exógenos que influenciam o desempenho educacional. Dentre os diversos elementos apontados pela literatura como influenciadores do processo de aprendizagem, especial atenção é dada a fatores inerentes à família e à realidade socioeconômica do aluno, tais como nível de renda, condições de saúde, alimentação e moradia e nível de escolaridade dos pais.

Quatro fatores exógenos ( $H = 4$ ) foram adotados na avaliação em questão: Índice de Desenvolvimento Humano - IDH; percentual da população entre 25 e 64 anos com pelo menos o ensino fundamental completo; salário dos docentes no ensino médio e número de alunos matriculados no ensino médio. O IDH foi utilizado para captar as condições gerais de vida do aluno, haja vista que é um indicador sintético para renda, condições de saúde e de educação. Como *proxy* para o nível de escolaridade dos pais, recorreu-se ao percentual da população com idade entre 25 e 64 anos que concluiu pelo menos o ensino fundamental. O salário dos docentes no ensino médio foi tomado como indicador de qualidade dos serviços

---

18 Disponíveis na publicação do MEC/INEP - Geografia da Educação Brasileira (2000a).

prestados. Por fim, o número de alunos matriculados tem como objetivo captar possíveis economias de escala no processo educacional. Do ponto de vista teórico, é de se esperar um coeficiente positivo para todos os fatores exógenos selecionados. A Tabela 2, a seguir, lista as variáveis utilizadas e fornece a respectiva estatística descritiva.

**Tabela 2**  
**Estados Brasileiros: Estatística Descritiva das Variáveis – 1997**

	Variáveis	Média	Desvio Padrão
1º			
Estágio	Gastos públicos por aluno no Ensino Médio	710,11	230,73
	Proficiência testes SAEB:		
	Matemática – 3ª série do Ensino Médio	288,59	20,30
	Português – 3ª série do Ensino Médio	279,67	15,74
	Taxa de permanência	80,80	4,67
2º			
Estágio	Variáveis socioeconômicas		
	IDH (1)	0,74	0,12
	% pop 25-64 anos com ao menos Ensino Fundamental	34,59	9,19
	Salário dos docentes do Ensino Médio	668,00	241,44
	Número de alunos matriculados no Ensino Médio	237.224,33	356.873,05

Fonte (dados brutos): MEC/INEP. Elaboração dos autores.

(1) Dados para 1996.

## 5 Apresentação e análise dos resultados

Os resultados das estimações do primeiro e do segundo estágio estão descritos na Tabela 3, que mostra também os resultados dos testes de proficiência em português e matemática para os alunos do terceiro ano do ensino médio, indicadores da efetividade dos diversos Estados no provimento de serviços educacionais.

**Tabela 3**  
**Estados Brasileiros: Efetividade e Eficiência no Ensino Médio - 1997**

Estados	Efetividade				Eficiência			
	Matemática	n	Português	n	Estágio 1	n	Estágio 2	n
<b>NORTE</b>	270	5	269	4	(1) 0,669	5	(1) 0,755	4
Rondônia	268	24	274	17	0,631	18	0,628	24
Acre	272	22	256	27	0,447	24	0,773	12
Amazonas	277	17	257	26	0,553	21	0,770	14
Roraima	258	26	265	23	0,377	26	0,650	23
Pará	271	23	278	15	0,718	15	0,753	16
Amapá	254	27	259	25	0,827	9	0,778	11
Tocantins	273	21	268	20	0,808	11	0,846	7
<b>NORDESTE</b>	290	3	276	5	(1) 0,778	4	(1) 0,822	2
Maranhão	274	20	260	24	0,822	10	0,879	6
Piauí	306	6	280	13	0,698	17	0,800	10
Ceará	300	9	281	11	0,804	12	0,814	9
R G do Norte	283	13	267	21	0,630	19	0,710	20
Paraíba	275	19	266	22	0,577	20	0,819	8
Pernambuco	283	13	277	16	0,709	16	0,768	15
Alagoas	280	15	269	19	0,373	27	0,534	25
Sergipe	305	7	290	9	0,521	23	0,493	26
Bahia	310	5	289	10	1,000	1	0,971	2
<b>SUDESTE</b>	283	4	283	3	(1) 0,893	1	(1) 0,712	5
Minas Gerais	330	1	316	1	1,000	1	0,746	18
Espírito Santo	298	11	292	4	0,734	14	0,716	19
Rio de Janeiro	267	25	270	18	0,531	22	0,748	17
São Paulo	276	18	279	14	0,970	5	0,690	21
<b>SUL</b>	310	1	297	1	(1) 0,882	2	(1) 0,790	3
Paraná	296	12	291	6	0,835	8	0,672	22
Santa Catarina	311	4	291	6	0,755	13	0,771	13
R G do Sul	325	2	308	2	1,000	1	0,930	4
<b>CENTRO-OESTE</b>	302	2	293	2	(1) 0,841	3	(1) 0,867	1
M G do Sul	300	9	291	6	0,918	6	0,917	5
Mato Grosso	280	15	281	11	0,441	25	0,441	27
Goiás	304	8	292	4	0,892	7	0,954	3
Distrito Federal	316	3	304	3	1,000	1	1,000	1
<b>BRASIL</b>	289		284		(1) 0,848		(1) 0,762	

Fonte (dados brutos): MEC/INEP. Elaboração dos autores.

(1) Média dos Estados ponderada pelo número de alunos matriculados no ensino médio.

No tocante à efetividade, a análise por macrorregião evidencia uma nítida superioridade de resultados nas Regiões Sul, primeiro lugar em matemática e português, e Centro-Oeste, segunda colocada nas duas disciplinas. As demais regiões encontram-se, em geral, abaixo da média nacional (à exceção do Nordeste em matemática, que se situa praticamente na média), com o Sudeste numa posição ligeiramente melhor que o Nordeste e o Norte.

Na classificação dos resultados por Estados, constata-se que Minas Gerais exhibe a melhor proficiência tanto em matemática como em português, seguido de perto pelo Rio Grande do Sul e pelo Distrito Federal. No extremo inferior do conjunto, observa-se que as piores situações são encontradas geralmente no Norte. O Amapá apresenta a pior situação em matemática, sendo sucedido por Roraima. O Rio de Janeiro também se destaca negativamente nessa área, ao ocupar a 25ª posição, situação bem diferente da dos demais componentes da Região Sudeste. Já em português, o pior desempenho fica a cargo do Acre, seguido por Amazonas e Amapá, respectivamente.

No entanto, quando são levados em consideração os recursos destinados ao ensino médio, a situação sofre algumas modificações. Os resultados correspondem ao índice não-ajustado de eficiência, derivados do primeiro estágio descrito na metodologia. Do ponto de vista regional, o Sudeste, antes numa posição desconfortável, passa a assumir o melhor desempenho, seguido do Sul. Nordeste e Norte permanecem no extremo inferior, como também o Centro-Oeste, situando-se todos abaixo do nível médio de eficiência (não-ajustado) para o conjunto dos Estados (84,8%).

Analisando-se os Estados sob essa ótica, percebe-se que Minas Gerais, Rio Grande do Sul e Distrito Federal mantêm a posição de destaque no ensino médio, acompanhados agora também pela Bahia, todos com índice de eficiência não-ajustado igual a um. A pior situação é verificada em Alagoas, com índice de eficiência não-ajustado de apenas 37,3%. Também em situação desconfortável encontram-se Roraima (37,7%), Mato Grosso (44,1%) e Acre (44,7%), que não atingem sequer 50% da eficiência não-ajustada verificada em outros Estados.

Conforme já foi destacado, para que a eficiência na provisão de serviços educacionais seja adequadamente avaliada, o índice de eficiência deve refletir também as diferenças no ambiente socioeconômico de cada unidade da Federação. Os resultados do índice ajustado a fatores exógenos estão descritos nas duas últimas colunas da Tabela 3. As estimações revelam uma situação bastante diferente da demonstrada anteriormente. Considerando-se as regiões, percebe-se logo que o Sudeste, antes a região mais eficiente, assume a pior *performance* quando se observam os fatores socioeconômicos envolvidos no processo de aprendizagem. Antes na quarta posição, o Nordeste passa a assumir o segundo lugar, ficando atrás apenas do Centro-Oeste, região que se revelou mais eficiente, em média. O Sul fica com a terceira colocação, seguido do Norte, em quarto lugar.



Passando agora aos Estados, verifica-se que esse quadro também sofre marcadas transformações.<sup>19</sup> Embora Distrito Federal, Bahia e Rio Grande do Sul continuem a exibir uma excelente *performance* (respectivamente primeiro, segundo e quarto lugares), a terceira melhor situação é encontrada agora no Estado de Goiás. Minas Gerais, por outro lado, revela-se bem menos eficiente, passando de um índice não-ajustado igual a 100% para outro ajustado de 74,6%. Isso equivale à 18ª posição no *ranking* ajustado de eficiência. No extremo inferior, o Estado de Mato Grosso exibe a pior *performance* (44,1%), seguido por Sergipe (49,3%), Alagoas (53,4%), Rondônia (62,8%) e Roraima (65,0%).

O impacto da inclusão dos fatores socioeconômicos pode ser melhor avaliado considerando-se a evolução de alguns Estados em particular. Tome-se, por exemplo, o caso do Acre. O Estado exibe a pior *performance* em termos de proficiência em português e a 22ª colocação em relação ao desempenho em matemática. Esta situação o coloca como um dos Estados menos efetivos no provimento de serviços educacionais. A avaliação dos recursos empregados não revela uma situação diferente: o Estado está na 24ª posição do *ranking* não-ajustado, com uma eficiência de apenas 44,7%. Este cenário, que poderia ser interpretado como de grande ineficiência numa análise apressada, assume um contorno bem diferente quando se consideram os fatores socioeconômicos envolvidos no processo de aprendizagem. O índice de eficiência ajustado coloca o Acre na 12ª posição, com uma eficiência ajustada de 77,3% (o que representa um salto de quase 33 pontos percentuais para melhor). Este resultado, inclusive, o coloca em melhor situação do que o Estado de Minas Gerais, o mais efetivo em ambas as áreas e também o mais eficiente (junto com Distrito Federal, Rio Grande do Sul e Bahia) quando não se consideram os fatores exógenos.

A conclusão que se pode tirar a partir desses resultados é que o Acre não é um Estado com *performance* tão pior do que Minas Gerais, conforme poderia sugerir uma análise baseada apenas na efetividade ou na eficiência não-ajustada. Pelo contrário, os resultados mostram que o Acre não é um local particularmente ineficiente, mas uma comunidade bastante desfavorecida em termos de fatores socioeconômicos que influenciam o desempenho escolar. Não se quer dizer com isto, entretanto, que uma ineficiência em custos de 22,7% (100% - 77,3%) seja desprezível, pois certamente este resultado revela que há muito espaço para melhorias. No entanto, fica claro que boa parte do atraso escolar desse Estado deve-se a fatores fora do controle direto do sistema educacional. Por outro lado, o índice ajustado para

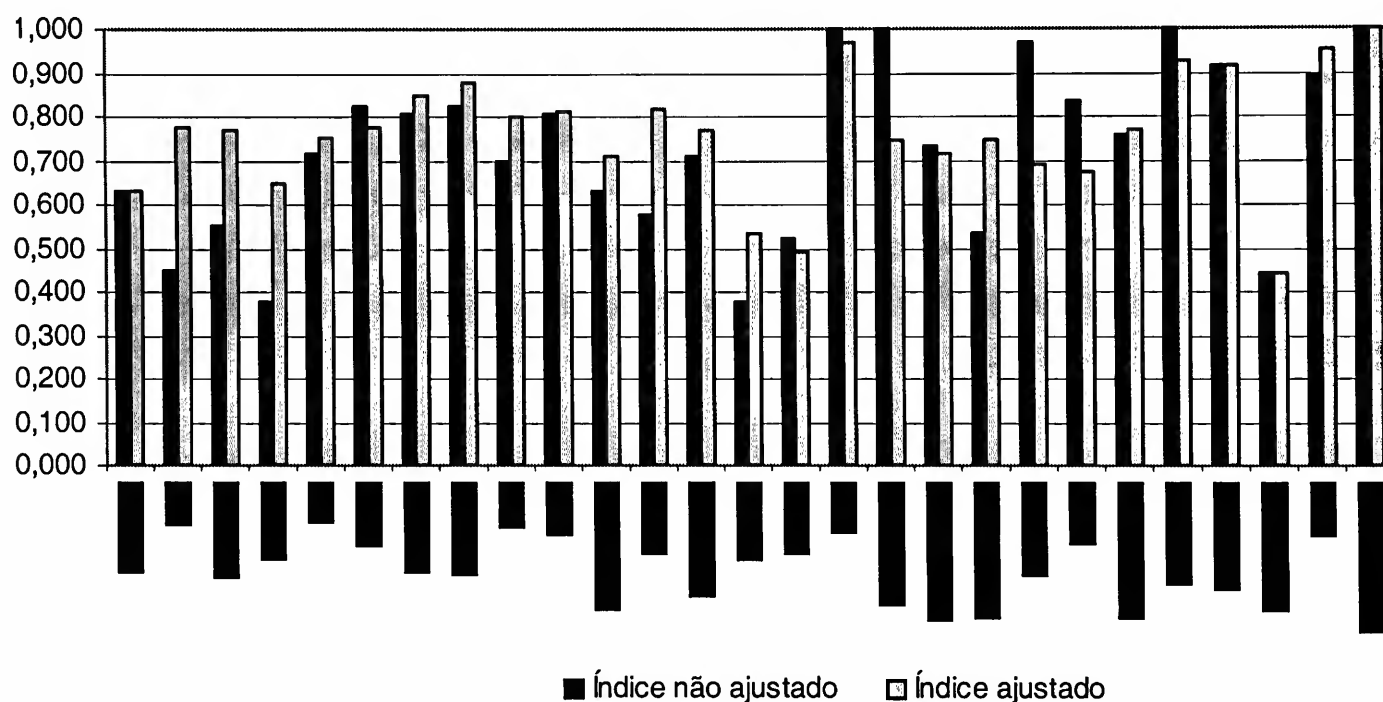
---

19 O coeficiente de correlação entre os dois índices é 0,693.

o caso de Minas Gerais revela igualmente a presença de ineficiência (da ordem de 25,4%), muitas vezes encoberta por um ambiente socioeconômico mais favorável à aprendizagem.

A análise precedente, que é bastante ilustrativa no caso dos dois Estados enfocados, pode ser estendida para os demais Estados brasileiros. O Gráfico 1, a seguir, ajuda na identificação de situações semelhantes. É interessante notar que, à exceção de Rondônia, Amapá, Sergipe e Bahia, todos os demais Estados do Norte e Nordeste (exatamente as regiões mais desfavorecidas) apresentam um contexto socioeconômico com impacto negativo sobre o processo de aprendizagem. Por outro lado, todos os Estados das Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (as mais ricas), exceto Rio de Janeiro, Santa Catarina e Goiás, possuem algum grau de ineficiência escondido atrás de um contexto socioeconômico favorável.

**Gráfico 1**  
**Índices de Eficiência no Ensino Médio - 1997**



Outro fato importante a ser destacado é a queda do índice médio de eficiência quando os fatores exógenos são considerados. As estimações revelam uma média estadual de eficiência não-ajustada de 84,8%. A inclusão de variáveis socioeconômicas reduz essa eficiência média para 76,2%. Isto mostra que há, no Brasil, amplo espaço para melhorias de eficiência em todas as regiões, mesmo quando se controlam as diferenças. Mas, por outro lado, os resultados indicam que o ambiente econômico e social possui uma grande influência no desempenho educacional do País e ressaltam os limites que políticas públicas que visem

unicamente ao aumento da eficiência podem encontrar. Isto chama a atenção para o fato de que políticas voltadas para o aumento do grau de proficiência dos brasileiros devem vir acompanhadas por outras ações de inclusão social e por melhorias nas condições de vida da população.

**Tabela 4**  
**Resumo da Análise de Regressão - 1997**

Variável	Coeficiente	Estatística t	p - valor
Intercepto	0,448465	2,329903694	0,029386
IDH	0,812299	2,269975244	0,033355
% pop 25-64 anos com pelo menos Ensino Fundamental	-0,01986	-3,73528767	0,001148
Salário dos docentes do Ensino Médio	0,000473	2,795541966	0,010542
Número de alunos matriculados no Ensino Médio	0,000000	2,294002985	0,031708
R <sup>2</sup>	0,5182	(1) 5,915529	0,002176

(1) Estatística F.

Os procedimentos de ajuste feitos no segundo estágio motivam ainda algumas observações importantes em relação às influências dos fatores socioeconômicos sobre o desempenho educacional. Os resultados das estimações econométricas estão resumidos na Tabela 4. Em primeiro lugar, observa-se que o modelo utilizado permite explicar 51,82% da variação na variável dependente (o índice não-ajustado), o que indica que, embora seja significativo (o que pode ser constatado pela estatística F), há espaço para melhorias, seja no ajustamento, seja no *roll* das variáveis explicativas incluídas no modelo.

É possível observar, também, que todas as variáveis incluídas demonstraram possuir influência significativa (a 5%) sobre os índices de eficiência. Além disso, todas possuem o sinal (positivo) esperado, exceto a variável indicativa do nível de escolaridade dos pais (porcentual da população com idade entre 25 e 62 anos com pelo menos o ensino fundamental completo). Esse fato merece reflexão, haja vista o fato de grande parte da literatura nacional e internacional apontar uma influência positiva da escolaridade dos pais sobre o desempenho educacional. Em primeiro lugar, é importante destacar que na presente análise o que se está relacionando com os fatores socioeconômicos não é diretamente o desempenho escolar, como na maioria dos estudos, mas um índice de eficiência (não-ajustado) que considera tanto o desempenho como os custos para sua obtenção.

Por outro lado, deve-se ter em mente que a escolaridade dos pais é um dado de difícil apreensão com a agregação por Estados. Isto porque, como se trabalha com o valor médio

tanto dos desempenhos como dos percentuais da população com idade entre 25 e 64 anos com pelo menos o ensino fundamental completo, não se capta diretamente a relação entre a escolaridade dos pais e o desempenho específico dos seus filhos. Esse fato é agravado pela forte heterogeneidade presente em todas as unidades da Federação brasileira.

A partir dessa dificuldade, é possível que o indicador selecionado esteja captando outras influências socioeconômicas que determinam o desempenho escolar, nesse caso com impacto negativo sobre a eficiência. Por exemplo, o indicador (percentual da população com pelo menos ensino fundamental completo) pode estar relacionado também com o “custo de oportunidade de estudar” numa região onde a população em idade ativa é mais escolarizada, maiores são as chances de emprego, mesmo para quem não estudou.<sup>20</sup> Junte-se a isto a existência de uma fração pobre da comunidade e ter-se-á alunos que trabalham e estudam e, conseqüentemente, possuem rendimento menor, tornando o sistema menos eficiente.

Em seu estudo, Barros *et alii* (2001) consideram o custo de oportunidade explicitamente e o sinal encontrado é igualmente negativo e estatisticamente significativo. Como no presente contexto o que se pretende é ajustar o índice a fatores socioeconômicos, e não obter respostas precisas sobre a direção dessa influência, uma explicação definitiva para esse resultado escapa ao objetivo deste trabalho. A variável, assim, foi mantida, pois capta fatores importantes e significativos, cumprindo o seu papel de ajustar o índice aos fatores exógenos.

Por fim, é importante destacar algumas cautelas que precisam ser consideradas ao se analisar os resultados obtidos. Em primeiro lugar, o estudo utilizou observações para apenas um ano, o que pode gerar distorções devido a erros de medida ou a ruídos eventualmente presente nos dados. Além disso, a estimação foi feita a partir de indicadores de serviços e de custos que nem sempre reproduzem toda a complexidade da situação. Um ponto que merece ser assinalado é o fato de se ter trabalhado com dados agregados por Estados, o que certamente encobre uma série de disparidades internas a cada um deles. Ademais, não se levou em conta possíveis deficiências em níveis inferiores de ensino, o que certamente condiciona os resultados do ensino médio. Há que se considerar, igualmente, limitações inerentes às metodologias utilizadas. Estes aspectos, no entanto, ressaltam também a direção em que possíveis melhorias podem ser feitas a partir da presente análise.

---

20 Como destacam Barros *et alii* (2001, p. 8) “... quanto mais atraentes as alternativas de trabalho para os indivíduos em idade de estudar, menos atrativos serão os estudos e maior será o impacto das restrições de crédito sobre o grau de subinvestimento em capital humano.”

## 6 Resumo e conclusões

O trabalho procurou analisar a eficiência na provisão de serviços no ensino médio brasileiro a partir de dados estaduais. Para isto, baseou-se num modelo de setor público que distingue os serviços diretos prestados pelo Estado dos serviços finais efetivamente demandados pelos cidadãos. Essa abordagem deixa clara a necessidade de se considerar os fatores socioeconômicos que influenciam no processo de atendimento das demandas por serviços públicos.

Para incorporação dos fatores exógenos adotou-se uma metodologia em dois estágios. No primeiro, foi utilizada a análise de envoltória de dados (DEA) para se construir um índice não-ajustado de eficiência. A seguir, este índice foi ajustado aos contextos socioeconômicos estaduais por meio da análise econométrica.

Os resultados permitiram chegar a algumas conclusões importantes. Em primeiro lugar, a análise mostrou que o contexto socioeconômico possui um impacto relevante sobre o desempenho educacional e que a sua não inclusão possivelmente distorce qualquer análise de eficiência neste campo. Em segundo lugar, foi possível constatar a existência de altos níveis de ineficiência entre os Estados brasileiros. Afora isso, observou-se que a efetividade nos resultados não implica necessariamente eficiência.

Do ponto de vista regional, verificou-se que os Estados do Centro-Oeste possuem, em média, os maiores níveis de eficiência, seguidos pelos do Nordeste e pelos do Sul. Essas regiões encontram-se acima da média nacional de eficiência quando se levam em conta os fatores exógenos. No extremo inferior, por outro lado, encontram-se os Estados das Regiões Norte e Sudeste. Os últimos, em média, apresentaram a pior situação. Destaque especial deve ser dado ao Distrito Federal, que apresentou o melhor desempenho em termos de eficiência. No extremo oposto encontra-se o Estado de Goiás, com índice de eficiência ajustado de apenas 44,1%.

Essas constatações fornecem informações importantes para a formulação de políticas educacionais. Os índices ajustados de eficiência permitem verificar até onde podem ir políticas destinadas a diminuir os desperdícios. Foi possível observar, entre os Estados brasileiros, um índice de eficiência correspondente, em média, a 76,2%. Ou seja, há larga margem para melhorias de eficiência. Mas, por outro lado, a presente análise permite concluir que grande parte dos problemas educacionais do País diz respeito a defasagens sociais e econômicas. Com isto, fica claro que o incremento do desempenho educacional no Brasil deve ser buscado em paralelo a outras melhorias nas condições de vida da população.

## Referências bibliográficas

- Aghion, P.; Howitt, P. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, v. 60, n. 2, p. 323-351, Mar. 1992.
- Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 13, n. 9, p. 1078-1092, Sept. 1984.
- Barros, R. P.; Henriques, R.; Mendonça, R. *Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão n. 857, 2002.
- Barros, R. P.; Mendonça, R. *Investimento em educação e desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão n. 525, 1997
- Barros, R. P., Mendonça, R., Santos, D. D., Quintaes, G. *Determinantes do desempenho educacional no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão n. 834, 2001.
- Bauer, P. W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. *Journal of Econometrics*, 46, p. 39-5, 1990.
- Becker, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70, p. 9-49, 1962.
- Becker, G. S., Murphy, K. M., Tamura, R. Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of Political Economy*, v. 95, n. 5, p. S12-S37, Oct. 1990.
- Behrman, J. R.; Schneider, R. Where does Brazil fit? Schooling investments in an international perspective. In: Birdsall, N., Sabot, R. H. (eds.), *Opportunity foregone: education in Brazil*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 1996.
- Bessent, A. M., Bessent, W., Elam, J., Long, D. Educational productivity council employs management sciences methods to improve educational quality. *Interfaces*, v. 14, n. 6, p. 1-8, 1984.
- Bessent, A. M., Bessent, W., Kennington, J., Reagan, B. An application of mathematical programming to assess productivity in the Houston Independent School District. *Management Sciences*, 28, p. 1335-1367, 1982.
- Birdsall, N.; Bruns, B., Sabot, R. H. Education in Brazil: playing a bad hand badly. In: Birdsall, N.; Sabot, R. H. (eds.) *Opportunity foregone: education in Brazil*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 1996.

- Bradford, D. F.; Malt, R. A.; Oates, W. E. The rising cost of local public services: some evidence and reflections. *National Tax Journal*, v. 22, n. 2, p. 185-202, June 1969.
- Charnes, A., Cooper, W. W.; Rhodes, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2, p. 429-444, 1978.
- \_\_\_\_\_ Evaluating program and managerial efficiency: an application of data envelopment analysis to program follow through. *Management Science*, v. 7, n. 6, June 1981.
- Façanha, L. O., Marinho, A. *Instituições de ensino superior governamentais e particulares: avaliação comparativa de eficiência*. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão n. 813, 2001.
- Färe, R., Grosskopf, S., Weber, W. Measuring school district performance. *Public Finance Quarterly*, 17, p. 409-428, Oct. 1989.
- Farrell, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of The Statistical Society*, v. 120, n. 3, p. 253-281, 1957.
- Forsund, F., Lovell, C. A. K., Schidt, P. A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement, *Journal of Econometrics*, 13, p. 5-25, 1980.
- Greene, W. H. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. *Journal of Econometrics*, 13, p. 27-56, 1980.
- Hanushek, E. A. Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions. *The Journal of Human Resources*, v. 14, n. 3, p. 351-388, 1979.
- \_\_\_\_\_ The economics of schooling: production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, 24, p. 1141-1177, Sept. 1986.
- Kiker, B. F. The historical roots of the concept of human capital. *Journal of Political Economy*, v. 74, n. 5, 1966.
- Lau, J. L., Jamison, D. T., Liu, S., Rivkin, S. Education and economic growth: some cross-sectional evidence. In: Birdsall, N., Sabot, R. H. (eds.), *Opportunity foregone: education in Brazil*. Washington, D.C.. Inter-American Development Bank, 1996.
- Lucas, R. E. J. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, p. 3-42, July 1988.
- Mariano, J. L., Sampaio, Y. A eficiência técnica dos colonos na agricultura irrigada do Vale do São Francisco. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 2, p. 265-285, abr./jun. 2002.

- Marinho, A., Façanha, L. O. Hospitais universitários: indicadores de utilização e análise de eficiência. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 3, p. 607-3-638, jul./set. 2002.
- Marinho, A.; Resende, M., Façanha, L. O. Brazilian federal universities: relative efficiency evaluation and data envelopment analysis. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 4, p. 489-508, out/dez. 1997.
- Ministério da Educação - MEC/Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais - INEP. *Números da educação no Brasil*: banco de dados. Disponível em <<http://www.inep.gov.br>> Acesso em: 10 de julho de 2002.
- \_\_\_\_\_. *Geografia da educação brasileira*. Brasília: Inep. 2000a.
- \_\_\_\_\_. *Relatório Saeb 1999*: níveis de desempenho de língua portuguesa e matemática. Brasília: Inep. 2000b.
- Niskanen, W. A. Bureaucrats and politicians. *The Journal of Law and Economics*, 18, p. 617-643, Dec. 1975.
- Plank, D. N.; Sobrinho, J. A., Xavier, A. C. R. Why Brazil lags behind in educational development. In: Birdsall, N., Sabot, R. H. (eds.), *Opportunity foregone: education in Brazil*. Washington, D.C.. Inter-American Development Bank, 1996.
- Ray, S. C. Resource-use efficiency in public schools: a study of Connecticut data. *Management Science*, v. 37, n. 12, p. 1620-1628, dec. 1991.
- Romer, P.M. Increasing returns and long -run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002-1037 oct. 1986.
- \_\_\_\_\_. Growth based on increasing returns due to specialization. *American Economic Review*, v. 77, n. 2, p. 56-62. May 1987
- \_\_\_\_\_. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, part II, p. S71-S102, oct. 1990.
- Ruggiero, J. Efficiency of educational production: an analysis of New York school districts. *The Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 3, p. 499-509, Aug. 1996.
- \_\_\_\_\_. Cost efficiency in the provision of educational services: an application of data envelopment analysis. *The Journal of Cost Analysis & Management*. Fall 1998a.



\_\_\_\_\_. Non-discretionary inputs in data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, v. 111, n. 3, p. 461-469, dec. 1998b.

\_\_\_\_\_. Nonparametric analysis of educational costs. *European Journal of Operational Research*, v. 119, n. 3, p. 605-612, 1999.

Schultz, T.W. Capital formation by education. *Journal of Political Economy*, 68, p. 571-583. Dec. 1960.

\_\_\_\_\_. Investment in human capital. *American Economic Review*, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

Seiford, L.M., Thrall, R.M. Recent developments in DEA: the mathematical programming approach to frontier analysis. *Journal of Econometrics*, 46, p. 7-38, 1990.



# O método Delphi e a estrutura da economia brasileira em 2010\*

Duilio de Avila Bêni<sup>§</sup>

## RESUMO

Usando dados da demanda final, valor adicionado, valor da produção, emprego e consumo das famílias das matrizes de insumo-produto brasileiras de 1959, 1970, 1980, 1990 e 1998, o presente artigo teve por objetivo gerar as cifras correspondentes para o ano 2010, utilizando o Método Delphi. Os dados originais mostram uma profunda mudança estrutural no Brasil. De 1959 a 1990, a Agricultura cedeu importância para a Indústria e os Serviços. Em 2010, espera-se que o setor primário siga esta tendência, mas que a Indústria se associe a ele, ao passo que o terciário deverá gerar quase 60% do valor adicionado da economia. A posição relativa destes grandes setores mostra que o Brasil deve percorrer um longo caminho até alcançar os países capitalistas avançados. A estrutura do consumo familiar sugerida para 2010 mantém a participação dos 70% mais pobres em pouco mais de um quinto do total.

**Palavras-chave:** método Delphi, mudança estrutural, previsões econômicas.

## ABSTRACT

Dealing with data for final demand, value added, gross output, employment and household consumption derived from the Brazilian input-output tables of 1959, 1970, 1980, 1990 and 1998, this article had the purpose of, dealing with the Delphi Method, generating the corresponding figures for 2010. The original data have shown deep structural change in Brazil. From 1959 to 1990, Agriculture swapped its position with both Industry and Services. In 2010, it is expected that the primary and secondary sectors will face additional reductions in their shares, while Services will generate near 60% of the economy's value added. The relative positions of these big sectors shows that Brazil has a long road to cover to match the sectoral structure of the advanced capitalist countries. The suggested structure of household consumption for 2010 does not appear to face substantial changes, with the lower 70% embracing slightly more than one fifth of this variable.

**Key words:** Delphi method, structural change, economic forecasts.

**JEL classification:** C67, C82, E14.

---

\* A versão anterior deste artigo foi debatida no VII Encontro Nacional de Economia Política por Jacqueline Franco Cavalcante, a quem agradeço. A pesquisa original teve a decisiva participação do Acadêmico Felipe Brito Vasconcellos; aqui há frases inteiras registradas em seu relatório. Também exalto a participação das pessoas cujos nomes estão transcritos no Quadro 2 e as que contribuíram para o experimento narrado em Bêni (1998). Por fim, agradeço aos pareceristas de *Economia Aplicada* pela leitura atenta dos originais, cujas observações permitiram-me aperfeiçoar o texto. Os erros eventualmente retidos são de minha responsabilidade.

§ Professor do Departamento de Economia da PUCRS; e-mail: duilio@puccrs.br.

Recebido em agosto de 2002. Aceito em março de 2003.

## 1 Introdução

O uso de métodos heurísticos ou científicos para a realização de previsões tem em comum a pergunta: qual a necessidade de antevermos o futuro? A resposta é que, sabendo como será o futuro, *ceteris paribus*, podemos agir tanto no sentido de melhorarmos nossa inserção em seus contornos quanto na perspectiva de moldá-lo de acordo com nossos interesses. Com este tipo de recompensa à vista, não surpreende que a atividade de prevê-lo tenha se sofisticado ao longo do tempo.

Entre as técnicas de fazer previsões, tornou-se muito conhecido, desde os anos 50, o chamado Método Delphi, nome criado em homenagem à cidade que abrigou o mais famoso de todos os oráculos. Ladeada pelo Monte Parnaso, mais tangível que o Monte Olimpo, a cidade de Delfos também sediou olimpíadas e abrigou o Templo de Apolo, onde a pitonisa Pítia fazia suas previsões. O moderno Método Delphi utiliza a característica humana de dar prontas respostas mesmo às mais estranhas perguntas, sem muita preocupação com o grau de certeza envolvido. Todavia, dada a existência daquilo que se chama de área de competência, podemos esperar que as explicações ou previsões feitas por economistas sobre fenômenos econômicos tenham mais qualidade do que, digamos, sobre astrologia ou corridas de cavalos.

Assim, a essência do método consiste em buscar as opiniões dos especialistas sobre determinados assuntos. Distribui-se um questionário a um conjunto de pessoas - um grupo de economistas, por exemplo - para que se torne possível obter um consenso sobre suas conjecturas. Faz-se um processo iterativo em que o julgamento de cada especialista não é dado ao conhecimento dos demais. Apenas a opinião grupal é levada em conta, cabendo ao informante individual confirmar ou modificar suas próprias previsões. As sucessivas rodadas (iterações) devem levar as opiniões grupais a influenciar as individuais. Espera-se que todas tornem-se cada vez mais homogêneas, no que diz respeito a sucessivas previsões do futuro nível das variáveis relevantes.

O presente artigo propõe-se a descrever os procedimentos adotados para aplicar este tipo de aparato conceitual à avaliação da mudança estrutural no Brasil, entre 1959 e 2010. Trata-se de levantar opiniões sobre o rumo de algumas variáveis meso e macroeconômicas, como é o caso da composição setorial do valor adicionado, da demanda final e do emprego. O Método Delphi foi aplicado com a implementação de uma pesquisa de campo entre os professores do Departamento de Economia da PUCRS e alguns acadêmicos selecionados.<sup>1</sup>

---

1 De um colegiado de cerca de 40 docentes, os professores selecionados destacam-se pela especialização no estudo da economia brasileira, um bom número deles tendo papel destacado na discussão da análise da conjuntura econômica. Os estudantes referidos trabalhavam, à época da realização desta pesquisa, em projetos sob sua supervisão.

Sua descrição detalhada contribui para o estudo da formação de expectativas sobre a economia brasileira. Usando informações aproximadamente decenais desde 1959 até 1998 para ancorar as opiniões expressas pelos especialistas, foi-lhes solicitado informar sua visão do futuro. Resumindo, desejamos relatar os procedimentos da aplicação do Método Delphi à descrição e previsão da mudança estrutural no Brasil, bem como disponibilizar cifras voltadas à construção de cenários de planejamento para esse período.<sup>2</sup>

A fim de alcançar tais objetivos, o artigo inicia aprofundando a conceptualização do Método Delphi. Nas duas seções seguintes, mostra-se como este método foi adaptado para a obtenção de indicações sobre os contornos da mudança estrutural no Brasil, discutindo algumas peculiaridades da técnica adotada e examinando alguns contornos da mudança. Elas também mostram os resultados das previsões concernentes a cada variável, assinalando as medidas de tendência central e de variabilidade das opiniões dos especialistas. A última seção apresenta um resumo dos resultados e algumas considerações finais.

## 2 Observações metodológicas

Os primeiros registros da utilização do Método Delphi, uma técnica decisória hoje amplamente discutida e utilizada, remontam a 1948, sendo atribuídos ao economista Norman Kaplan, da famosa Rand Corporation. O método, que se constitui num potente substitutivo para outras técnicas de levantamento de opiniões, como a discussão com grupos focais, teria sido utilizado para gerar previsões confiáveis sobre resultados de... corridas de cavalos! As promessas do uso do método científico para a condução de experimentos sobre a tomada de decisão e da formação de expectativas<sup>3</sup> deram lugar a realizações importantes em diferentes áreas do conhecimento. Cabe destacar, dada a maior aplicabilidade no campo econômico, estudos sobre pesquisa e desenvolvimento, enfermagem, *marketing*, educação e tantas outras áreas, inclusive no Brasil, que hoje é praticamente impossível rastrear tudo o que se abriga sob esta rubrica.

---

2 Dois trabalhos bastante ilustrativos deste contexto são os de Porto, Souza e Buarque (1991) e Rattner (1979).

3 As fábulas da Rand Corporation não permitem duvidar desta forma de alocar o recurso *labor* na empresa. Basta dizer que o hoje conhecido Dilema do Prisioneiro foi lá equacionado poucos anos antes de receber a forma de exposição destinada a facilitar a assimilação do dilema de escolha social subjacente por uma audiência de psicólogos.

Ainda que originalmente utilizado na área da pesquisa e desenvolvimento, o Método Delphi alcançou as mais variadas aplicações, podendo-se estendê-lo ao estudo das relações intersetoriais de uma economia. Com efeito, um dos maiores desafios da atividade de planejamento econômico consiste em estabelecer um diagnóstico da situação presente e fazer um prognóstico sobre os contornos da situação futura. Outra etapa igualmente importante consiste em projetar as conseqüências das ações planejadas sobre o curso de todas as variáveis relevantes. Em ambos os contextos, a legitimidade do uso do método emerge da aceitação de que, ainda que não haja traços estruturais imutáveis ao longo do tempo, as previsões não vão incidir em erros absolutamente intoleráveis.

Tendo consciência dessas virtudes, mas principalmente dessas limitações, é que recorremos ao Método Delphi, a fim de viabilizarmos o surgimento de um consenso satisfatório das opiniões dos especialistas. Estes requisitos determinam os contornos da estruturação da pesquisa e do instrumento de levantamento dos dados. A pesquisa de campo dividiu-se em três rodadas, cada uma delas utilizando um questionário<sup>4</sup> ligeiramente diferente dos outros dois. A utilização da mediana e da distribuição das respostas por quartis ou quintis é a praxe na avaliação dos resultados alcançados com a aplicação dos questionários concernentes ao levantamento de variáveis qualitativas<sup>5</sup> passíveis de enquadramento em escalas de Likert.<sup>6</sup> No presente estudo, dadas as características quantitativas da informação levantada, optamos por inserir no segundo e no terceiro questionários a média e o desvio padrão das cifras obtidas como opiniões das pessoas entrevistadas, no que diz respeito a cada variável. Considerando que o corte de qualquer distribuição com 1,3 desvios padrões para cada lado da média captura mais da metade das observações, esta medida de variabilidade apresenta aproximadamente a mesma informação contida no intervalo interquartis.

As cifras básicas distribuídas aos especialistas<sup>7</sup> para a primeira rodada estão disponíveis em Bêrni (1998). Essencialmente, elas descrevem a mudança estrutural entre os anos de 1959,

---

4 O Anexo apresenta algumas características deste, expondo o problema da pesquisa e algumas classificações relevantes.

5 Por exemplo, Dalkey (1975, p. 392) mostra a mediana e os quartis inferior e superior ao medir a qualidade de vida num estudo em que os entrevistados eram instados a informar os itens mais importantes.

6 O artigo de Scheibe, Skutsch e Schofer (1975, p. 268) mostra histogramas acompanhados da média e desvio padrão da pesquisa referente à sugestão de objetivos para a criação de cenários do setor de transportes. As opiniões foram dadas numa escala de 0 (sem importância) a 9 (muito importante).

7 Considerando que entre os especialistas há professores e estudantes, poderia ter sido solicitado particularmente ao segundo grupo que desse uma nota ao grau de crença que dedica a seu próprio conhecimento. Isto é feito por Dalkey, Brown e Cochran (1969).

1970, 1980 e 1990, às quais foram acrescentadas as de 1998. Estas originaram-se das contas nacionais do Brasil relativas ao período 1990-1998. A Tabela 1 é reproduzida a seguir com a intenção de ilustrar o tipo de informação utilizada no processo de **ancoragem** das respostas. Contribui para a ancoragem o fato de que a forma como as partes se articulam para criar o todo, ou seja, sua estrutura, é sempre igual a 100%.

A informação contida na Tabela 1 levou à obtenção dos dados que permitiram a montagem da Tabela 2, da qual constam os nomes dos entrevistados<sup>8</sup> e suas respostas para a primeira pergunta. Esta disse respeito à origem setorial da demanda final em 2010. Outras tabelas solicitaram informações para o valor bruto da produção, o valor adicionado, o emprego e o consumo familiar por classe de renda. Cabe notar que o tipo de informação contida na Tabela 2, que associa nomes e opiniões dos informantes, não foi dado ao conhecimento individual. Preservando o anonimato das informações prestadas pelo especialista individual, um dos requisitos fundamentais do Método Delphi, apenas a opinião coletiva é que foi levada ao conhecimento comum na segunda e na terceira rodadas.

**Tabela 1**  
**Estrutura Porcentual da Demanda Final Setorial. Brasil, 1959/1998**

Anos	Agricultura		Indústria				Serviços		Total	
	Extrativa Mineral	Transformação			Serviços Industriais de Utilidade Pública	Construção				
		Bens de Produção	Bens de Consumo Durável	Bens de Consumo Não Durável						
1959	14,3	51,0	0,2	41,9	10,9	7,7	23,2	0,3	8,7	34,6
1970	6,2	57,9	0,4	39,5	10,1	8,1	21,2	1,5	16,6	35,9
1980	5,2	45,4	0,8	29,7	8,1	7,5	14,1	0,8	14,1	49,4
1990	4,7	44,2	0,6	28,7	5,8	8,8	14,1	1,4	13,5	51,1
1998	4,3	5,2	0,4	36,4	9,9	8,3	18,2	1,6	12,7	44,5

Fonte: Bêrni (1998), Rijckeghen (1967), IBGE (1979, 1989, 1990, 2000, 2001).

8 Os questionários não foram respondidos pelas mesmas pessoas em todas as rodadas. Ou seja, cada rodada subsequente contou com um grupo ligeiramente diferente de entrevistados.

**Tabela 2**  
**Resultados da Aplicação da Primeira Rodada do Questionário para a Obtenção de**  
**Dados da Demanda Final por Entrevistado. Brasil, 2010**

Entrevistados (1)	Agricultura	Indústria	Serviços
Adalmir Marquetti	3,8	35,0	61,2
Adelar Fochezatto	4,0	42,6	53,4
Alfredo Meneghetti Neto	4,3	39,8	55,9
Ana Monteiro Costa (2)	3,6	37,8	58,6
Carlos Nelson dos Reis	4,0	36,0	60,0
Cassio da Silva Calvete	4,0	35,0	61,0
Cristiano Ponzoni Ghinis (2)	4,5	47,7	47,9
Felipe Brito Vasconcellos (2)	4,4	34,4	61,2
Edison Marques Moreira	4,0	24,9	71,1
Flávio Paim Falcetta	3,2	39,3	57,5
Isabel Noemia Rückert	4,5	40,0	55,5
Judite Sanson de Bem	3,7	37,0	59,3
Leonardo Xavier da Silva	3,0	37,0	60,0
Marcelo Chapper dos Santos (2)	4,5	40,9	54,5
Raul Luis Assumpção Bastos	4,0	36,0	60,0
Ronaldo Herrlein Júnior	4,0	36,0	60,0
Rosa Angela Chieza	2,0	40,0	58,0
Sílvio Barbosa dos Reis	4,0	34,0	62,0
MÉDIA	3,9	37,4	58,2
Desvio Padrão	0,6	4,6	4,7

Fonte: Pesquisa de campo.

(1) Apenas as últimas linhas desta tabela foram fornecidas aos especialistas, mantendo-se o anonimato das opiniões individuais.

(2) Bolsistas do NEP(Economia)/FACE/PUCRS.

Processadas essas informações, foram distribuídas as tabelas apresentando as médias das respostas e seus correspondentes desvios padrões, a fim de dar início à segunda rodada. O formulário da primeira rodada foi devolvido a cada especialista, para ser consultado, caso este desejasse. Obtidas novas médias e desvios padrões, estes foram novamente distribuídos, gerando-se os resultados da rodada final.

Para concluir, ainda que indagações interessantes sobre os meandros do Método Delphi fujam ao escopo do presente artigo, cabe mencionar duas. A primeira é a questão do número ótimo de rodadas necessárias para se chegar a resultados adequados. Cuhls e Kawahara (1994, p. 7) dirigem-se a esta questão e dizem que, na maioria dos casos, duas rodadas são suficientes para os participantes chegarem a razoável grau de concordância sobre a magnitude



dos fenômenos investigados. Há estudos que utilizam quatro ou mais rodadas, mas a expressiva maioria dos trabalhos da área tem se fixado em três rodadas.

A segunda indagação requer tratamento um pouco mais extensivo e diz respeito à base teórica que inspirou o levantamento das variáveis aqui utilizadas e não qualquer outro conjunto. Partimos da pressuposição de que o estudo da mudança estrutural de um sistema econômico deve capturar a ação de um sem-número de variáveis interligadas. Caso se inicie pensando nas mudanças na estrutura de preferências dos consumidores, é possível afirmar que estas podem ser modificadas tanto por forças originárias do lado da oferta como por forças emergindo pelo lado da demanda. Entre as primeiras, podemos exemplificar com a criação de produtos novos, ao passo que as últimas podem associar-se ao gasto em publicidade. A fim de que as mudanças nas preferências possam ser atendidas, a produção desses bens adicionais deve ser realizada. Por seu turno, a produção adicional apenas pode ocorrer em virtude de modificações no padrão de uso dos recursos e possivelmente de modificações na distribuição da renda. Portanto, a mudança estrutural não apenas apresenta mais de uma causa, mas também transforma suas forças determinantes.

Os aspectos mais facilmente reconhecíveis da mudança estrutural são as mudanças na produção setorial. Estas podem ser vistas como causadas pelas mudanças nas relações técnicas intersetoriais e nas mudanças na demanda final. Com isto, não se quer sugerir que as variações no emprego ou no valor adicionado sejam menos importantes. Na verdade, estas duas variáveis constituem medidas sintéticas de melhor qualidade da mudança estrutural do que o valor da produção, uma vez que mostram os movimentos nos resultados líquidos do funcionamento do sistema e da alocação de seu mais primário insumo, nomeadamente, os serviços do fator trabalho.

Fotografias desse movimento apresentam o caráter descritivo que será adotado para a exposição dos resultados da pesquisa nas seções 3 e 4, utilizando a moldura do modelo de insumo-produto.<sup>9</sup> Descrevendo o circuito das quantidades, o modelo mapeia um vetor de quantidades demandadas pelos diferentes setores da economia (a demanda final) nas quantidades destinadas a atingir os requisitos diretos (a própria demanda final) e indiretos (a produção devida às articulações intersetoriais dada pela matriz inversa de Leontief). No

---

9 Na verdade, a pesquisa mais ampla que motivou o presente artigo dirige-se à construção da matriz de insumo-produto para 2010. Com a composição setorial aqui obtida, montaram-se as bordas da matriz futura. Seus elementos foram obtidos aplicando-se o Método RAS sobre a matriz de 1998. Sobre o Método RAS, ver Fochezatto e Carvalho (2002, p. 230-233).

processo de criação de valor da produção, gera-se o valor adicionado, que pode ser pensado como o montante correspondente à demanda final obtido ao se despir o valor da produção de seus bens de consumo intermediário. O valor adicionado (medido pela ótica da renda) constitui a remuneração dos fatores de produção, cuja origem é externa ao sistema descrito pelo modelo em termos de produção de mercadorias. Em particular, o fator trabalho tem sua alocação setorial influenciada pela composição da demanda final. Por seu turno, parte substantiva da demanda final se destina a atender aos requisitos de consumo dos trabalhadores e suas famílias, o que justifica a investigação, uma vez que esta - dadas as tecnologias utilizadas pelo sistema - determina a produção setorial.

### **3 Demanda final, valor adicionado e valor da produção**

Dizendo respeito ao período 1959/1998, as informações originalmente fornecidas aos especialistas como elemento de ancoragem para suas predições permitem que se forme um quadro abrangente sobre a mudança estrutural no Brasil. Qualquer que seja a variável selecionada - demanda final, valor adicionado ou valor da produção -, observou-se uma fortíssima queda no papel da Agricultura, igual elevação nos Serviços e amplas oscilações na posição da Indústria em torno de padrões que se aproximam da atual norma dos países capitalistas avançados. Em termos de setor industrial, também houve acentuadas modificações, desta vez com a troca de papéis se verificando entre as classes da Transformação Industrial e Construção. Ainda que não ocorrendo de forma absoluta, o grupo da primeira que mais perdeu participação foi o de Bens de Consumo Não-Durável.

Anteriormente, a Tabela 2 ilustrou a forma como os dados concernentes a 2010 foram obtidos na primeira rodada do método. A seguir, na Tabela 3, mostram-se as estatísticas descritivas das informações geradas pelos entrevistados em resposta a seu exame das cifras da demanda final fornecidas para a ancoragem das opiniões, detalhando o setor industrial. No que diz respeito à terceira rodada, observa-se que em todos os setores as três medidas de tendência central são extremamente próximas. Mesmo nos casos de maior dispersão, o espaço interquartis é coberto por pouco mais do que um único desvio padrão.

O comentário que pode ser feito relativamente a estes dados é que a mudança na composição setorial da demanda final, de acordo com a percepção dos especialistas, prosseguirá em ação, ainda que com menor ímpeto. Em termos gerais, da primeira à terceira rodada, observa-se alguma uniformidade na queda do desvio padrão associado às médias dos dois períodos. Com efeito, houve bruscas reduções nesta variável para o setor industrial como um todo e, em particular, para a Indústria de Transformação, e também para os Serviços.

**Tabela 3**  
**Medidas de Tendência Central e de Variabilidade da Estrutura Porcentual da Demanda Final para 2010, de Acordo com Três Rodadas de Pesquisa**

Estatísticas	Agri- cultura	Indústria						Serviços		
		Extrativa Mineral	Transformação			Total	Serviços Industriais de Utilidade Pública	Cons- trução	Total	
			Bens de Produção	Bens de Consumo Durável	Bens de Consumo Não Durável					
<b>Primeira Rodada</b>										
Média	3,9	37,4	0,5	23,2	5,2	7,6	10,4	1,7	11,9	58,7
Desvio Padrão	0,6	4,6	0,2	3,8	1,7	1,1	2,5	0,5	1,7	4,7
<b>Segunda Rodada</b>										
Média	4,0	38,7	0,5	24,7	6,1	8,1	10,5	1,6	11,9	57,4
Desvio Padrão	0,2	5,1	0,2	5,5	3,8	1,7	1,4	0,3	1,0	5,2
<b>Terceira Rodada</b>										
Mínimo	3,9	35,4	0,1	22,5	5,0	6,5	8,4	0,7	11,0	55,3
Primeiro Quartil	4,0	37,7	0,5	23,8	5,6	7,4	10,0	1,5	11,0	56,8
Segundo Quartil	4,0	38,0	0,5	24,0	5,9	7,9	10,5	1,6	11,8	58,0
Terceiro Quartil	4,0	38,5	0,5	24,7	6,5	8,0	10,9	1,7	11,9	58,2
Máximo	6,0	40,2	0,6	27,4	10,1	8,5	11,5	2,0	13,0	60,6
Mediana	4,0	38,0	0,5	24,0	5,9	7,9	10,5	1,6	11,8	58,0
Moda	4,0	38,0	0,5	24,0	5,9	7,9	10,5	1,6	11,0	58,0
Média	4,2	38,0	0,5	24,4	6,3	7,7	10,3	1,5	11,7	57,8
Desvio Padrão	0,7	1,2	0,1	1,3	1,5	0,5	0,8	0,3	0,6	1,4
Coeficiente de Variação	0,2	0,0	0,3	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,0

Fonte: Pesquisa de campo.

A Tabela 4 mostra os resultados previstos para a composição setorial do valor adicionado da economia brasileira em 2010. Tendo o valor adicionado agrícola caído da casa dos 25% do total de 1959 para apenas 6% ao final da terceira rodada da pesquisa, vê-se novamente a enorme força da mudança estrutural no Brasil no período sob investigação. Neste contexto, cabe insistir na redução da variância das médias dos diferentes setores, de acordo com as duas iterações entre as opiniões dos especialistas. A diferença entre a média e a mediana das opiniões dos especialistas para os diferentes setores foi de menos de um ponto porcentual em todos os casos, exceto para o conjunto da produção de duráveis, quando alcançou precisamente 1,1 ponto porcentual. Em seu conjunto, as três medidas de tendência central divergiram em menos de um desvio padrão.

**Tabela 4**  
**Medidas de Tendência Central e de Variabilidade da Estrutura Porcentual do Valor Adicionado para 2010, de Acordo com Três Rodadas de Pesquisa**

Estatísticas	Agri- cultura	Indústria					Serviços		Total	Total
		Extrativa Mineral	Transformação			Serviços Industriais de Utilidade Pública	Cons- trução			
			Bens de Produção	Bens de Consumo Durável	Bens de Consumo Não Durável					
<b>Primeira Rodada</b>										
Média	5,9	38,4	1,1	25,3	12,7	6,0	6,6	3,5	8,5	55,8
Desvio Padrão	1,5	10,9	0,3	7,9	3,3	2,5	2,7	1,5	2,5	12,0
<b>Segunda Rodada</b>										
Média	5,8	36,8	1,0	24,1	12,1	6,0	6,1	3,1	8,6	57,3
Desvio Padrão	1,0	2,4	0,2	2,2	1,1	1,0	1,6	0,6	0,9	2,2
<b>Terceira Rodada</b>										
Mínimo	5,0	30,0	0,2	18,0	10,0	2,0	3,7	1,0	2,8	54,5
Primeiro Quartil	5,8	35,3	1,0	23,6	11,9	5,4	5,6	3,1	8,0	56,3
Segundo Quartil	5,9	37,1	1,0	25,0	12,4	6,2	6,5	3,2	8,6	57,1
Terceiro Quartil	6,0	37,9	1,0	25,2	12,6	6,5	6,7	3,4	9,0	58,3
Máximo	7,5	40,0	1,3	27,1	14,3	6,8	7,4	4,0	9,9	65,0
Mediana	5,9	37,1	1,0	25,0	12,4	6,2	6,5	3,2	8,6	57,1
Moda	5,9	37,1	1,0	25,0	12,4	6,2	6,5	3,2	8,6	57,1
Média	5,9	36,1	0,9	23,9	12,3	5,6	6,1	3,1	8,2	57,9
Desvio Padrão	0,6	2,7	0,3	2,5	1,1	1,4	1,0	0,8	2,0	2,9
Coeficiente de Variação	0,1	0,1	0,3	0,1	0,1	0,3	0,2	0,3	0,2	0,0

Fonte: Pesquisa de campo.

A relação entre os elementos constitutivos da estrutura porcentual da demanda final (Tabela 3) e os do valor adicionado (Tabela 4) oferece informação importante. Lembrando que a equação fundamental da contabilidade nacional diz que os insumos primários são identicamente iguais à demanda final, tal não ocorre em nível dos setores econômicos. No caso destes, podemos fazer a ilação de que, se um setor vendeu mais insumos do que comprou, ele apresenta alguma vantagem competitiva no sistema. Em outras palavras, seu vetor preço-qualidade é preferível ao de qualquer outro setor que possa produzir bens ou serviços substitutos. Tomando a aproximação pela razão entre o valor adicionado e a demanda final, a terceira rodada do método mostra que as cifras da Agricultura para 2010 implicam um índice de 0,6, ou seja, a produtividade do setor ainda será inferior à média da economia. Não o fosse, ela iria vender mais insumos para o resto do sistema do que adquiri-los. Deverão acompanhá-la neste cenário a Indústria Extrativa Mineral, a Transformação e seus Bens de Consumo Durável e Não-Durável, bem como os Serviços Industriais de Utilidade Pública e a Construção. É oportuno observar que, caso as previsões dos especialistas se verificarem, o

setor Serviços, com um índice de 1,6, será o líder em termos de geração de valor destinado a atender à demanda societária.

A Tabela 5 mostra as cifras correspondentes à estrutura setorial do valor bruto da produção, informação absolutamente crucial para a construção da matriz de insumo-produto. Nesta tabela, vemos que as três rodadas se caracterizam por queda quase que monótona no desvio padrão. A própria variabilidade da distribuição interquartis nunca foi maior do que um desvio padrão, sendo que a distância entre os valores mínimo e máximo nunca foi maior do que 30% do desvio padrão.

**Tabela 5**  
**Medidas de Tendência Central e de Variabilidade da Estrutura Porcentual do Valor da Produção para 2010, de Acordo com Três Rodadas de Pesquisa**

Estatísticas	Agri- cultura	Indústria							Serviços	
		Extrativa Mineral	Transformação			Total	Serviços Industriais de Utilidade Pública	Cons- trução	Total	
			Bens de Produção	Bens de Consumo Durável	Bens de Consumo Não Durável					
<b>Primeira Rodada</b>										
Média	5,2	45,2	1,3	33,2	15,2	7,7	10,4	3,1	7,6	49,6
Desvio Padrão	1,1	3,9	0,5	4,2	3,2	2,1	1,7	0,7	1,5	4,6
<b>Segunda Rodada</b>										
Média	5,4	45,8	1,4	33,5	15,3	8,0	10,2	3,0	7,9	48,8
Desvio Padrão	0,7	2,8	0,4	2,6	1,0	1,1	1,1	0,4	0,9	3,2
<b>Terceira Rodada</b>										
Mínimo	5,0	39,8	0,5	28,9	12,3	2,7	9,4	2,0	7,0	47,5
Primeiro Quartil	5,2	44,9	1,2	32,5	14,8	7,3	10,0	2,9	7,7	49,0
Segundo Quartil	5,4	45,3	1,4	33,3	15,2	8,0	10,2	3,0	7,9	49,5
Terceiro Quartil	5,5	45,6	1,4	33,5	15,4	8,1	10,4	3,0	8,0	50,0
Máximo	6,5	47,0	1,5	34,6	16,8	9,2	12,0	3,5	8,2	54,6
Mediana	5,4	45,3	1,4	33,3	15,2	8,0	10,2	3,0	7,9	49,5
Moda	5,4	45,3	1,4	33,3	15,2	8,0	10,2	3,0	7,9	49,5
Média	5,4	44,6	1,2	32,7	15,0	7,5	10,2	2,9	7,8	50,0
Desvio Padrão	0,4	2,0	0,3	1,6	1,2	1,8	0,7	0,4	0,3	1,9
Coeficiente de Variação	0,1	0,0	0,2	0,0	0,1	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0

Fonte: Pesquisa de campo.

Para concluir, retomamos a sugestão de que o setor Serviços será o mais produtivo da economia, em termos de geração e uso de valor para atender à demanda da sociedade. Este resultado significa que a economia brasileira estará mais próxima - do ponto de vista da

produção - do atual padrão dos países capitalistas avançados, cujos Serviços já respondem, hoje, por mais de 80% do valor adicionado, de acordo com o influente estudo de Rowthorn e Wells (1987). Ainda que com renda *per capita* menor do que estes, e mesmo com estrutura produtiva mais tosca, as anomalias não poderão ser associadas à dimensão produtiva do sistema. Parece que a dificuldade permanecerá relacionada à terceira questão fundamental da economia: como distribuir a produção.

#### 4 Emprego e consumo das famílias

A Tabela 6 mostra as cifras obtidas nas três rodadas de aplicação do Método Delphi para as estimativas do emprego. Na contabilidade nacional, esta informação diz respeito ao caráter sociodemográfico da ação societária, e tem importância no presente contexto para auxiliar no cálculo da produtividade do trabalho dos diferentes setores, bem como na estimativa de criação-destruição de postos de trabalho no País, sob as perspectivas global e setorial.

**Tabela 6**  
**Medidas de Tendência Central e de Variabilidade da Estrutura Porcentual do Emprego para 2010, de Acordo com Três Rodadas de Pesquisa**

Estatísticas	Agri- cultura	Indústria						Serviços Industriais de Utilidade Pública	Cons- trução	Total	Serviços
		Extrativa Mineral	Transformação				Total				
			Bens de Produção	Bens de Consumo Durável	Bens de Consumo Não Durável						
<b>Primeira Rodada</b>											
Média	17,2	21,9	0,4	14,0	5,3	2,7	6,0	1,5	6,0	60,9	
Desvio Padrão	3,3	2,4	0,2	2,6	1,3	0,9	1,2	0,8	1,5	4,7	
<b>Segunda Rodada</b>											
Média	17,1	21,7	0,4	14,5	5,5	3,1	5,9	1,3	5,6	61,2	
Desvio Padrão	2,4	2,1	0,2	1,9	0,9	0,9	0,5	0,5	0,6	3,3	
<b>Terceira Rodada</b>											
Mínimo	12,0	19,0	0,2	12,7	3,6	2,0	4,3	0,3	4,1	60,0	
Primeiro Quartil	16,5	21,0	0,4	13,9	5,1	2,9	5,3	1,0	5,2	61,1	
Segundo Quartil	17,0	21,5	0,4	14,4	5,4	3,0	5,8	1,3	5,6	61,4	
Terceiro Quartil	17,1	21,8	0,4	14,7	5,5	3,1	5,9	1,3	5,9	62,3	
Máximo	19,0	22,7	0,5	15,6	7,8	5,8	6,2	1,5	6,9	66,9	
Mediana	17,0	21,5	0,4	14,4	5,4	3,0	5,8	1,3	5,6	61,4	
Moda	17,0	21,5	0,4	14,4	5,4	3,0	5,8	1,3	5,6	61,4	
Média	16,6	21,3	0,4	14,2	5,4	3,2	5,6	1,1	5,6	62,1	
Desvio Padrão	1,9	1,0	0,1	0,8	1,1	1,0	0,5	0,3	0,7	1,9	
Coeficiente de Variação	0,1	0,0	0,2	0,1	0,2	0,3	0,1	0,3	0,1	0,0	

Fonte: Pesquisa de campo.

Os resultados numéricos da Tabela 6 mostram que o grau de consenso entre os especialistas elevou-se durante o desenrolar do projeto, haja vista a redução do desvio padrão entre as três rodadas. Ademais, a distância entre os valores do intervalo interquartis nunca superou o desvio padrão dos diferentes setores. Parece que a ocupação da população na Agricultura será, em 2010, de pouco mais de 15%, uma cifra substancialmente abaixo dos 20% do *fin de siècle*. Ainda que quatro ou cinco vezes maiores do que as correspondentes cifras para os países capitalistas avançados, estes 15% constituem a linha divisória entre subdesenvolvimento e desenvolvimento, na visão dos primeiros economistas desenvolvimentistas.

Dividindo as cifras da Tabela 4 pelos valores correspondentes da Tabela 6, encontraremos a produtividade setorial relativa. A terceira rodada da pesquisa sugere que em 2010 a ordenação crescente da produtividade será a mesma de 1998. Com a média da economia apresentando o índice 1,0, a Agricultura, os Serviços e a Indústria exibem as cifras de 0,4, 1,7 e 0,9. Isto pode ser entendido como um indicador de mudança do tradicional dualismo setorial brasileiro, uma vez que - por exemplo - em 1959 eles assumiram, respectivamente, os valores de 0,4 na produção rural e 2,7 nos setores produtivos urbanos.

Para a elaboração da Tabela 7 ofereceram-se aos especialistas as estatísticas do consumo familiar baseadas em pesquisa realizada pelo IBGE para 1970-75. Todavia, a transição entre o consumo familiar deste período e o dos demais anos da série valeu-se da relação entre a renda individual (disponível para todos os períodos) e esta variável, permitindo as conjecturas sobre a participação das famílias no consumo em 2010.

No caso desta variável, podemos observar tanto componentes de pessimismo quanto de realismo na estruturação da resposta dos especialistas. A idéia de pessimismo associa-se ao fato de que a média das opiniões da terceira rodada praticamente reproduz as cifras do último ano disponível. Também se pode falar em realismo, na medida em que a pura expressão subjetiva foi deixada de lado em favor de outro tipo de consideração: a escalada concentracionista não pode piorar.

Ainda que as médias não tenham variado excessivamente entre as três rodadas, os desvios padrões o fizeram, havendo uma preocupante dispersão na rodada intermediária, como que a apontar para a dificuldade de fazer previsões no terreno da iniquidade. Na terceira rodada observamos certa estabilidade das médias e a redução do desvio padrão.

**Tabela 7**  
**Medidas de Tendência Central e de Variabilidade da Estrutura Porcentual do Consumo Familiar para 2010, de Acordo com Três Rodadas de Pesquisa**

Estatísticas	Ca – famílias pobres (71%)	Cb – famílias remediadas (18%)	Cc – famílias ricas (8%)	Cd – famílias muito ricas (3%)
<b>Primeira Rodada</b>				
Média	21,4	23,8	22,6	32,1
Desvio Padrão	1,5	1,5	1,9	1,6
<b>Segunda Rodada</b>				
Média	22,3	23,0	22,4	32,3
Desvio Padrão	3,6	3,2	3,6	4,4
<b>Terceira Rodada</b>				
Mínimo	18,0	22,0	20,0	29,0
Primeiro Quartil	21,4	22,8	22,0	31,4
Segundo Quartil	22,0	24,0	22,2	32,0
Terceiro Quartil	22,0	24,6	22,6	33,3
Máximo	23,0	27,0	28,0	35,0
Mediana	22,0	24,0	22,2	32,0
Moda	22,0	24,0	22,2	32,0
Média	21,4	23,9	22,7	32,2
Desvio Padrão	1,4	1,4	2,1	1,6
Coeficiente de Variação	0,1	0,1	0,1	0,0

Fonte: Pesquisa de campo.

Sob o ponto de vista do uso do Método Delphi, cabe assinalar que houve certo aumento de consenso entre a primeira e a terceira rodadas praticamente para todas as variáveis e os setores. Confirma esta proposição o exame das estatísticas de tendência central e de sua variabilidade, que apresentam valores bastante afinados na terceira rodada da pesquisa.

O elogio ao desempenho dos especialistas participantes do experimento - vale insistir - deriva-se do fato de que o acordo sobre a apropriação da produção deu-se após enorme aumento no desvio padrão na segunda rodada. O resultado deste exercício de previsão é que podemos sugerir, ainda mais, que - no ano 2010 - 3% da população vai apropriar-se de um terço do consumo nacional. Acrescentando-lhes os 8% seguintes, terão sido absorvidos 54% de todos os bens de consumo do País. Os restantes 89% da população, ou seja, 200 milhões de pessoas absorverão os restantes 46% dos bens e serviços destinados ao consumo.



## 4 Conclusão

O presente artigo teve por objetivo apresentar os refinamentos fornecidos pela abordagem científica aplicada a métodos derivados de antigas habilidades cognitivas ocultistas. A pergunta norteadora da pesquisa foi: como será o ano 2010? Dada a importância do mecanismo de formação das expectativas dos agentes nos modelos econômicos e sua posição de causa e consequência do comportamento real da economia, o Método Delphi consiste numa técnica decisória que permite medir e avaliar futuros desdobramentos das tendências detectadas por especialistas. No atual contexto, esta pergunta encontra-se contida no raciocínio econômico, particularmente naquele associado a preocupações mais amplas, em termos de economia do desenvolvimento, o subdesenvolvimento brasileiro, a desigual distribuição da renda do País e a mudança estrutural que começa a dar mostras de reduzir seu ímpeto. Em outras palavras, utilizamos o Método Delphi para ilustrar como se pode manipulá-lo, a fim de colocar contornos mais ou menos científicos sobre a especulação concernente ao futuro.

Nestas circunstâncias, o Método Delphi permitiu que se fizesse um juízo sobre os contornos de algumas variáveis selecionadas da economia brasileira para 2010. O salto entre o passado e o futuro foi, assim, ancorado nas matrizes de insumo-produto do Brasil para os anos de 1959, 1970, 1980, 1990 e 1998, ou seja, cobriu um período de pouco mais de 10 anos. Ademais, todas as perguntas foram atreladas ao fato de que as partes associadas ao todo articulam uma estrutura que cobre 100% deste.

Comprovando o potencial do Método Delphi, na maioria dos casos pudemos observar, com o auxílio de diferentes medidas de dispersão, a redução da variabilidade das opiniões dos especialistas, quando comparadas com as rodadas anteriores. Por isto, os dados obtidos, após novas elaborações, podem constituir-se em poderoso instrumento auxiliar do planejamento econômico. Em qualquer caso, eles servem como indicadores da provável estrutura da economia brasileira em 2010.

Usando a informação previamente disponível sobre os contornos da mudança estrutural no Brasil, afirmamos que a transformação vem perdendo ímpeto. De acordo com as opiniões dos especialistas consultados, a tendência de mudança moderada deverá permanecer presente até o ano 2010. Ademais, a eficiência produtiva do sistema não deverá experimentar choques negativos, como sugere a possível redução dos próprios diferenciais intersetoriais de produtividade do trabalho. Todavia, ao observarmos as perspectivas de distribuição do consumo entre as famílias, veremos que o otimismo trazido pelo exame do braço produtivo do sistema tende a ser eclipsado pelas repercussões dessa estrutura produtiva sobre o perfil da distribuição da renda e o correspondente padrão de consumo.

A questão que permanece é: quais seriam as conseqüências para o dinamismo político e econômico do País de medidas de políticas públicas que viessem a incorporar ao mundo das mercadorias os 70% da população que, de acordo com as expectativas dos especialistas entrevistados, não absorverão muito mais de um quinto do consumo familiar? Este “exército de reserva para o consumo” pode reter as chaves para o futuro desenvolvimento econômico, à medida que sua contribuição produtiva e seu engrandecimento político crescerem lado a lado com seus padrões de vida.

### **Anexo - Detalhes do questionário e quadros auxiliares**

Estou envolvido num projeto de pesquisa cujo objetivo é descrever a mudança estrutural no Brasil. Como desafio aos especialistas, estou solicitando a gentileza do(a) colega fornecer-me dados (isto é, sua percepção subjetiva) setoriais relativos a 2010, ou seja, um mergulho no futuro, à luz da experiência passada. Minha fonte básica de dados são as matrizes de insumo-produto existentes no Brasil para 1959, 1970, 1980, 1990 e 1998.

O Método Delphi tem hoje enorme tradição de pesquisa em economia-administração. Parece que suas origens remontam a pesquisadores da Rand Corporation, dos Estados Unidos. Na Economia do Insumo-Produto, ele foi usado inicialmente por Norman Kaplan e definitivamente incorporado por Richard Stone. O objetivo de Stone consistiu em obter estimativas de coeficientes técnicos (os  $a_{ij}$  das matrizes de Leontief para setores novos, ou atualização de coeficientes para períodos futuros). Por analogia à divinação oferecida pelo Oráculo da cidade de Delfos, o Método Delphi consiste em solicitar a especialistas que façam previsões sobre determinado assunto. Mesmo não divulgando as opiniões individuais dos entrevistados, a fim de não influenciar as respostas dos demais, todos terão acesso aos resultados médios estabelecidos pelo conjunto dos especialistas. Ou seja, apenas a opinião média será levada ao conhecimento dos demais, permitindo-se posterior iteração.

Minha pesquisa consiste em oferecer aos especialistas alguma informação efetiva sobre a mudança estrutural no Brasil entre 1959 e 1998. Não há interesse em divulgar as opiniões individuais, pois a sabedoria do método consiste em considerar as opiniões coletivas como mais críveis do que as dos indivíduos isolados.

Farei três rodadas, de sorte que os dados obtidos na primeira gerarão uma média e um desvio padrão para cada variável e setor. Estes dados serão distribuídos na segunda rodada, gerando novas opiniões que gerarão nova média e desvio padrão. Distribuídos novamente, eles gerarão a rodada final.

O/a entrevistado/a não precisa preocupar-se em “fechar” as estruturas percentuais em 100%, pois as discrepâncias serão normalizadas, distribuindo-se o erro proporcionalmente entre todos os setores. As estimativas poderão contar com uma casa decimal ou nenhuma.

O Quadro A1 apresenta as variáveis selecionadas, para as quais são solicitadas as estimativas da participação percentual dos setores no total. O Quadro A2 mostra a correspondência entre as 42 indústrias em que o IBGE vem subdividindo a economia brasileira nos últimos anos e os oito setores selecionados para a realização da pesquisa de campo.

### Quadro A1

#### Correspondência Entre as Diferentes Variáveis Macroeconômicas Cujas Informações são Buscadas com o Auxílio do Método Delphi e seus Desdobramentos

Ordem	Variável macroeconômica	Estrutura percentual setorial
1	Demanda final	consumo familiar (ver item 6 abaixo) consumo do governo investimento (mais variações de estoques) exportações
2	Valor adicionado	impostos indiretos líquidos de subsídios salários e encargos sociais (inclusive auto-emprego) excedente operacional bruto (lucros, juros, royalties, etc.)
3	Insumos importados	insumos comprados no mercado externos para uso dos diferentes setores econômicos
4	Valor bruto da produção	valor monetário da produção bruta setorial no período
5	Emprego	número de trabalhadores empregados por setor
6	Consumo familiar (desdobramento do item 1 acima)	Ca – famílias pobres: 71% do total das famílias, recebendo em 1970 até 2 salários mínimos  Cb – famílias remediadas: 18% do total das famílias, recebendo em 1970 de 2 até 5 salários mínimos Cc – famílias ricas: 8% das famílias, recebendo em 1970 mais de 5 até 10 salários mínimos Cd – famílias ricas: 3% das famílias, recebendo em 1970 mais de 10 salários mínimos

**Quadro A2**  
**Classificação das 42 Indústrias da Economia Brasileira em Oito Setores**

Ordem	Indústrias	Setores
1	Agropecuária	Agricultura
2	Extrativa mineral	Extrativa Mineral
3	Extração de petróleo e gás	Extrativa Mineral
4	Minerais não-metálicos	Bens de Produção
5	Siderurgia	Bens de Produção
6	Metalurgia não-ferrosos	Bens de Produção
7	Outros metalúrgicos	Bens de Produção
8	Máquinas e tratores	Bens de Produção
9	Material elétrico	Bens de Consumo Durável
10	Equipamentos eletrônicos	Bens de Consumo Durável
11	Automóveis, caminhões e ônibus	Bens de Consumo Durável
12	Outros veículos e peças	Bens de Produção
13	Madeira e mobiliário	Bens de Consumo Durável
14	Papel e gráfica	Bens de Produção
15	Indústria da borracha	Bens de Produção
16	Elementos químicos	Bens de Produção
17	Refino do petróleo	Bens de Produção
18	Químicos diversos	Bens de Produção
19	Farmacêutica e perfumaria	Bens de Consumo Não-Durável
20	Artigos de plástico	Bens de Produção
21	Indústria têxtil	Bens de Produção
22	Artigos do vestuário	Bens de Consumo Não-Durável
23	Fabricação de calçados	Bens de Consumo Não-Durável
24	Indústria do café	Bens de Consumo Não-Durável
25	Beneficiamento de produtos vegetais	Bens de Consumo Não-Durável
26	Abate de animais	Bens de Consumo Não-Durável
27	Indústria de laticínios	Bens de Consumo Não-Durável
28	Indústria do açúcar	Bens de Consumo Não-Durável
29	Fabricação de óleos vegetais	Bens de Consumo Não-Durável
30	Outros produtos alimentares	Bens de Consumo Não-Durável
31	Indústrias diversas	Bens de Consumo Não-Durável
32	Serviços industriais de utilidade pública	Serviços Industriais de Utilidade Pública
33	Construção civil	Construção Civil
34	Comércio	Serviços
35	Transportes	Serviços
36	Comunicação	Serviços
37	Instituições financeiras	Serviços
38	Serviços prestados às famílias	Serviços
39	Serviços prestados às empresas	Serviços
40	Aluguel de imóveis	Serviços
41	Administração pública	Serviços
42	Serviços privados não-mercantis	Serviços

## Referências bibliográficas

- Bêrni, Duilio de Avila. Descrição e previsão da mudança estrutural no Brasil entre 1959 e o Ano 2000: insumo-produto, Método Delphi e Método RAS. In: Montoya, Marco Antonio (org.), *Relações intersetoriais do Mercosul e da economia brasileira; uma abordagem de equilíbrio geral do tipo insumo-produto*. Passo Fundo: EDIUPF, 1998, p. 267-316.
- Cuhls, Kerstin; Kuwahara, Terutaka. *Outlook for Japanese and German technology figures; comparing technology forecasts*. Heidelberg: Physica-Verlag, 1994.
- Dalkey, Norman C. A Delphi study of factors affecting the quality of life. In: Linstone, Harold; Turoff, Murray (eds.), *The Delphi Method*. Reading-USA: Addison-Wesley, 1975, p. 387-401.
- Dalkey, N.; Brown, B., Cochran, S. *The Delphi Method, III: use of self ratings to improve group estimates*. Santa Monica: Rand. (Mimeo RM-6115-PR, Nov. 1969).
- Fochezatto, Adelar; Carvalho, Vera Regina. Como fazer descrição e análise quantitativa de dados. In: Bêrni, Duilio de Avila (org.), *Técnicas de pesquisa em economia; transformando curiosidade em conhecimento*. São Paulo: Saraiva, p. 212-233.
- IBGE - Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Matriz de relações intersetoriais: Brasil - 1970*. Rio de Janeiro, 1979.
- \_\_\_\_\_. *Matriz de insumo-produto: Brasil - 1980*. Rio de Janeiro, 1989.
- \_\_\_\_\_. *Contas nacionais do Brasil*. Disponível em: [www.ibge.gov.br/contasnacionais2000](http://www.ibge.gov.br/contasnacionais2000). Retirado da Internet em Março de 2001.
- \_\_\_\_\_. *Matrizes de insumo-produto de 1990-98*. Disponível em: [www.ibge.gov.br/contasnacionais2000](http://www.ibge.gov.br/contasnacionais2000), 2001. Retirado da Internet em Março de 2001.
- \_\_\_\_\_. *Matrizes de insumo-produto de 1995-99*. Disponível em: [www.ibge.gov.br/contasnacionais2000](http://www.ibge.gov.br/contasnacionais2000), 2001. Retirado da Internet em Março de 2001.
- Jolson, Marvin A., Rossow, Gerald L. The Delphi process in marketing decision making. *Journal of Marketing Research*, v. 8, p. 443-448, nov. 1971.
- Linstone, Harold; Turoff, Murray (eds.). *The Delphi Method*. Reading-USA: Addison-Wesley, 1975.
- Nagel, Thomas. What is it like to be a bat? *Philosophical Review*, Oct. 1974. In: Hofstadter,

Douglas R., Dennett, Daniel C. (eds.), *The mind's I; fantasies and reflections on self and soul*. London: Penguin, 1982, p. 391-403.

Porto, Cláudio Américo; Souza, Nelmar Medeiros; Buarque, Sérgio. *Construção de cenários e prospecção de futuros*. Recife: Litteris, 1991.

Rattner, Henrique. *Estudos do futuro; introdução à antecipação tecnológica e social*. Rio de Janeiro: FGV, 1979.

Rijckeghen, W. *Relações interindustriais no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1967 (Cadernos IPEA, 2).

Rowthorn, R. E., Wells, J. R. *De-industrialization and foreign trade*. Cambridge-UK. Cambridge University, 1987

Scheibe, M., Skutsch, M., Schofer, J. Experiments in Delphi methodology. In: Linstone, Harold; Turoff, Murray (eds.), *The Delphi Method*. Reading-USA. Addison-Wesley, 1975, p.262-287.

Smith, Deborah (ed.). *Nursing 2020; a study of the future hospital-based nursing*. New York: National League for Nursing, 1988.

Tavares, Maria da Conceição. *Acumulação de capital e industrialização no Brasil*. 1975. Tese (Livre-Docência), apresentada à Faculdade de Economia e Administração da UFRJ, Porto Alegre: DAECA.

Vasconcellos, Felipe Brito. *Estrutura produtiva brasileira: o Projeto 2010 e o Método Delphi*. Porto Alegre: NEP(Economia)/FACE/PUCRS. (Relatório de Pesquisa, não publicado), 2000.

Winter, George; Gunjal, Kisan. Computerized Delphi: an application to quota value determination in the Quebec dairy industry. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, v. 34, n. 3, p. 417-431, nov. 1986.

## Orientação para Apresentação de Artigos

A revista ECONOMIA APLICADA é publicada trimestralmente nos meses de março, junho, setembro e dezembro. A revista considera de interesse textos inéditos cuja análise envolva originalidade e reflexão. Os artigos enviados para a revista ECONOMIA APLICADA serão submetidos ao seu corpo de pareceristas por meio do sistema *double blind review*, ou seja, durante o processo de avaliação não é(são) revelado(s) o(s) nome(s) do(s) autor(es) aos *referees*, nem os nomes destes ao(s) autor(es). O corpo de pareceristas é constituído por professores e pesquisadores da FEA-USP e de outras instituições, brasileiras e estrangeiras.

A revista, além de artigos, terá seções reservadas a *surveys*, comunicações, resenhas e à divulgação de pesquisas, dissertações, teses, palestras e resultados de encontros que sejam relevantes para uma melhor compreensão da economia. A revista terá, ademais, uma seção denominada *Como Eu Pesquiso*, em que serão apresentados depoimentos de professores e pesquisadores sobre suas atividades de pesquisa. Serão aceitos para publicação artigos em português, inglês, espanhol e francês.

Os artigos deverão obedecer ao seguinte padrão:

Extensão máxima de 25 páginas (página de 33 linhas e linha de 70 toques);

Apresentação de um resumo de, no máximo, 150 palavras e de 3 a 5 palavras-chave, ambos em inglês e português, JEL Classification em dois dígitos;

Notas colocadas no rodapé de cada página;

Simple referência de autoria colocada entre parênteses no próprio texto;

Especificação do(s) nome(s) completo(s) do autor(es) e de sua qualificação(ões) acadêmica(s) e profissional(is);

Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

As comunicações deverão ter, no máximo, 10 páginas, e as resenhas de livros não deverão exceder 3 páginas.

O autor deverá fornecer uma cópia impressa e uma cópia em disquete do texto em WORD 6.0 e das tabelas e dos gráficos em EXCEL.

Os arquivos de gráficos, tabelas e mapas deverão ser entregues nos formatos originais e separados do texto.

O autor receberá gratuitamente 5 exemplares do número da revista em que for publicado o seu trabalho, além de 10 separatas.



# BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Department of Economics and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation) of the School of Economics, Business Administration and Accounting of the University of São Paulo, Brazil.

This journal is indexed by *Journal of Economic Literature*, electronic on line and CD-ROM.

## EDITOR:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

## EDITORIAL BOARD:

Affonso Celso Pastore (USP), Antônio Barros de Castro (UFRJ),  
Cássio F. Camargo Rolim (UFPR), Cláudio Monteiro Considera (UFF),  
Clélio Campolina Diniz (CEDEPLAR), Denisard C. de Oliveira Alves (USP),  
Eleutério F. S. Prado (USP), Fernando de Holanda Barbosa (FGV-UFF),  
Geoffrey J. D. Hewings (University of Illinois), Geraldo Sant'ana de Camargo Barros (ESALQ/USP),  
Gustavo Maia Gomes (IPEA), José Marcelino da Costa (NAEA/PA),  
José A. Scheinkman (Princeton University), 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: revicap@usp.br • www.fipe.com/revicap

### 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

- Survival of Technologies: An Evolutionary Game Approach**  
Eleutério F. S. Prado, Décio K. Kadota, Jorge E. de C. Soromenho ..... 249
- Government Deficit and Inflation Rate: Unit Root and Causality Tests for Brazil - 1991-1999**  
Divanildo Triches, Igor Alexandre C. de Moraes ..... 267
- Wavelets and Time Series Forecast: An Empirical Analysis**  
Guilherme V. Homsy, Marcelo S. Portugal, Jorge P. Araújo ..... 285
- The Impacts of International Trade, Technological Change, and Final Demand on the Brazilian Employment Structure, 1985-1995**  
Katy Maia ..... 327
- Health Status Impacts on Individual Income in Brazil**  
Luiz Fernando Alves, Mônica Viegas Andrade ..... 359
- Effectiveness and Efficiency in the Brazilian High-School System**  
Carlos Eduardo Gasparini, Francisco S. Ramos ..... 389
- The Structure of The Brazilian Economy in 2010: A Delphi Method Application**  
Duilio de Avila Bêrni ..... 413

**Survival of Technologies: An Evolutionary Game Approach**

*Eleutério F. S. Prado, Décio K. Kadota, Jorge E. de C. Soromenho*

**Government Deficit and Inflation Rate: Unit Root and Causality Tests for Brazil - 1991-1999**

*Divanildo Triches, Igor Alexandre C. de Moraes*

**Wavelets and Time Series Forecast: An Empirical Analysis**

*Guilherme V. Homsy, Marcelo S. Portugal, Jorge P. Araújo*

**The Impacts of International Trade, Technological Change, and Final Demand on the Brazilian Employment Structure, 1985-1995**

*Katy Maia*

**Health Status Impacts on Individual Income in Brazil**

*Luiz Fernando Alves, Mônica Viegas Andrade*

**Effectiveness and Efficiency in the Brazilian High-School System**

*Carlos Eduardo Gasparini, Francisco S. Ramos*

**The Structure of The Brazilian Economy in 2010: A Delphi Method Application**

*Duilio de Avila Bégni*