

5237  
13 NOV 2000

BIBLIOTECA CENTRAL

Faculdade de Economia, Administração e  
Ciências Contábeis - USP

ea

# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 4 - Nº 3

Julho - Setembro 2000

***Divisia Monetary Aggregates for Brazil***

José W. Rossi

***Exchange Rate Pass-through: Uma Análise Setorial para as  
Exportações Brasileiras 1984-1997***

Sérgio Kannebley Júnior

***The Federal Domestic Debt and State Governments: The Impact of the  
State Debts on the Federal Government Finances***

Viviane Luporini

***Tendências Comuns em Modelos Estruturais de Séries de Tempo:  
Uma Aplicação ao Preço da Soja no Brasil e nos Estados Unidos***

Wilson L. Rotatori, Paulo de Andrade Jacinto, Alexandre B. Monteiro e Silva

***A Técnica de Avaliação Contingente como Instrumento de Gestão de Projetos  
Ambientais: Avaliação da Segunda Fase do Projeto Tietê***

Paulo Borba L. de Moraes, Fernanda Gabriela Borger

***Cobrança pelo Uso da Água em Sistemas de Bacias Hidrográficas:  
O Caso do Rio Pirapama em Pernambuco***

José Carrera-Fernandez

***Mudanças na Rentabilidade da Siderurgia Brasileira após a Privatização:  
A Influência de Eventos Exógenos***

Marcelo Pinho, Maurício Ribeiro do Valle

***Debates:***

***Ascensão e Declínio do Mercado de Capitais no Brasil: A Experiência dos Anos 90***

A. Gledson de Carvalho



*ea*

708122

---

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

Vol. 4 - Nº 3

Julho - Setembro 2000

ISSN 1413-8050



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.

## 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 (University of Chicago),  
 Juan Hersztajn Moldau (USP), Marcelo Portugal (UFRGS), Maria José Willumsen (Flórida International  
 University), Márcio Gomes Pinto Garcia (PUC/RJ), Mário Luiz Possas (UFRJ),  
 Paulo César Coutinho (UnB), Paulo Nogueira Batista Júnior (FGV/SP),  
 Pierre Perron (Université de Montreal), 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, Luzia Ribeiro da Silva

**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) 818-6072 • Fax (011) 818-6073 • E-mail: revicap@edu.usp.br • www.revicap.com.br

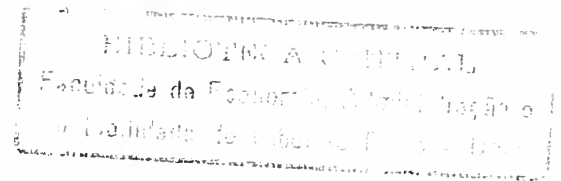
## Assinaturas:

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.

18 NOV 2000



## Sumário

### ARTIGOS

- Divisia Monetary Aggregates for Brazil ..... 413**  
José W. Rossi
- Exchange Rate Pass-through: Uma Análise Setorial para as Exportações  
Brasileiras 1984-1997 ..... 435**  
Sérgio Kannebley Júnior
- The Federal Domestic Debt and State Governments: The Impact of the  
State Debts on the Federal Government Finances ..... 465**  
Viviane Luporini
- Tendências Comuns em Modelos Estruturais de Séries de Tempo:  
Uma Aplicação ao Preço da Soja no Brasil e nos Estados Unidos ..... 479**  
Wilson L. Rotatori, Paulo de Andrade Jacinto, Alexandre B. Monteiro e Silva
- A Técnica de Avaliação Contingente como Instrumento de Gestão de Projetos  
Ambientais: Avaliação da Segunda Fase do Projeto Tietê ..... 503**  
Paulo Borba L. de Moraes, Fernanda Gabriela Borger
- Cobrança pelo Uso da Água em Sistemas de Bacias Hidrográficas:  
O Caso do Rio Pirapama em Pernambuco ..... 525**  
José Carrera-Fernandez
- Mudanças na Rentabilidade da Siderurgia Brasileira após a Privatização:  
A Influência de Eventos Exógenos ..... 571**  
Marcelo Pinho, Maurício Ribeiro do Valle

---

### DEBATES

- Ascensão e Declínio do Mercado de Capitais no Brasil:  
A Experiência dos Anos 90 ..... 595**  
A. Gledson de Carvalho

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. 4, n. 3 (2000)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2000-

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**

## Divisia monetary aggregates for Brazil\*

José W. Rossi §

### ABSTRACT

Herein we review the methodology for constructing monetary aggregates using Divisia weights. Divisia monetary aggregates (M2, M3, and M4) were then calculated with both monthly and quarterly data for the period Jan. 1980-Aug. 1998 and were found to have a better general performance than the corresponding traditional monetary aggregates constructed by the simple-sum of assets. This was so according to the following criteria: a) a better goodness-of-fit coefficient in a regression between the inflation rate and changes in the monetary aggregate; b) a relationship between these two variables which was in most cases closer to proportionality; c) more stable monetary multipliers; and, finally, d) a higher linear correlation coefficient between income velocity and the interest rate.

**Key words:** divisia aggregates, monetary aggregates, monetary services, monetary stock, money and prices, monetary multipliers.

### RESUMO

Neste estudo apresentamos inicialmente um breve resumo da metodologia de cálculo dos agregados monetários com o índice de Divisia. Os agregados monetários (M2, M3 e M4) de Divisia foram então calculados para o período de janeiro de 1980 a agosto de 1998, com dados mensais e trimestrais. Os resultados, em geral, apresentaram-se melhores do que aqueles dos correspondentes agregados monetários tradicionais obtidos da simples soma de ativos, a saber: a) melhor precisão no ajustamento da regressão entre a taxa de inflação e a taxa de variação do agregado monetário; b) relação entre estas duas variáveis que foi, na maioria dos casos, mais próxima da proporcionalidade; c) multiplicadores monetários mais estáveis; e, finalmente, d) maior coeficiente de correlação linear entre a velocidade-renda da moeda e a taxa de juros.

**Palavras-chave:** agregados de divisia, agregados monetários, serviços monetários, estoque monetário, moeda e preços, multiplicador monetário.

**JEL classification:** E49, E52, E59.

---

\* This study is part of the programs **Prociencia** (Uerj) and **Pronex**. I would like to thank the comments and suggestions of two referees of this Journal.

§ Universidade do Estado do Rio de Janeiro-Uerj.

Recebido em maio de 2000. Aceito em agosto de 2000.

## 1 Introduction

Relatively more attention has been given in the literature to the question of which monetary aggregate (i.e., M1, M2, or any other broader monetary aggregate) could better measure liquidity than to the subject of how properly one should add the assets of a given monetary aggregate. In fact, for the latter the technically unjustifiable simple-sum of assets has been the commonly adopted method. Objections to such a procedure have, however, been raised by some academic quarters for some time, and the proper way to add assets with distinct liquidity has already been known for over twenty years now. It is thus surprising, if not unfortunate, that practitioners around the world, in particular the Central Banks, have largely ignored such research efforts.<sup>1</sup>

For just a brief historic look at the subject of aggregation, Fisher (1922) was probably among the first to call attention to the shortcomings of the simple-sum procedure. More specifically, he noted that in aggregation theory a quantity index should measure the income effect of a relative price change, but not its pure substitution effect (the effect that maintains an individual along the same indifference curve). In fact, the substitution effect must be internalized by the index. An economic aggregate which is a simple-sum of its components can not separate these two effects, unless such components are perfect substitutes.<sup>2</sup>

As the various assets of a given monetary aggregate are, in general, far from being perfect substitutes, the simple-sum procedure is particularly questionable in monetary aggregation. This fact has motivated the proposal of a few alternative schemes for weighting financial assets.<sup>3</sup> Barnett (1990) has argued though that only one among these has a sound microeconomics basis, namely, the Divisia aggregation (Divisia, 1925), which weights assets according to their respective opportunity cost (defined below).<sup>4</sup>

The calculation of Divisia monetary aggregates for Brazil is the main goal of this study. The question of how properly to aggregate financial assets is discussed in the next section where

---

1 According to Amderson, Jones and Nesmith (1997a) Central bank studies which use Divisia aggregates include countries such as Germany, Japan, Canada and the United Kingdom, but Divisia monetary indexes are only calculated by the Bank of England and the Federal Reserve Bank of St. Louis. In Brazil, the Divisia index is regularly calculated by IPEA (see Boletim de Conjuntura, IPEA, Rio).

2 On these points see Barnett, Fisher and Serletis (1992).

3 Friedman and Schwartz (1970) were among the first to suggest that assets should be weighted according to their moneyness.

4 To mention just one of such alternative weighting schemes, Spindt (1985) suggests weighting the financial assets according to their respective turnover rates. According to Barnett (1990) the use of the turnover rates is, however, totally arbitrary. This is not so with the use of the opportunity cost as weights, for it is obtained after a consumer's optimization process.



we briefly deal with: i) the integration between the economic theory of aggregation and the statistical theory of index numbers; ii) the specific problem of monetary aggregation; and iii) the concept of an economic money stock in order to show how much impropriety there is in the use of the traditional aggregates as a measure of money stock. In Section 3 we apply the Divisia monetary aggregation methodology to Brazilian data. Final remarks are in Section 4.

## 2 The Divisia monetary aggregation: a brief summary

The Divisia index used as a quantity aggregator can be derived from microeconomic principles with practically no restrictions imposed on the individual's utility function, as only the assumption of a linearly homogeneous utility function is required. Suppose we wish to aggregate the quantities of a set with  $n$  goods, whose price and quantity vectors are, respectively, given by  $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$  and  $q = (q_1, q_2, \dots, q_n)$ . By maximizing the utility function  $g(q)$  subject to the budget restriction

$$\sum_{i=1}^n p_i q_i = g(q) \cdot f(p) = E, \quad (1)$$

where  $f(p)$  is a price aggregator function and  $E$  is total expenditure one obtains from the first order maximization conditions:<sup>5</sup>

$$g(t) = \exp\left(\int \sum s_i d \ln q_i + c\right) \quad (2)$$

where  $s_i = (p_i q_i / E)$  is the expenditure share of item  $i$ . This is the continuous-time version of the Divisia index which (as it is first-degree homogeneous) is thus an exact aggregator for any utility function. A discrete approximation to this index, also known as the Tornqvist-Theil formula, is given by:<sup>6</sup>

$$\ln g(t) - \ln g(t-1) = \sum s_{it} (\ln q_i(t) - \ln q_i(t-1)), \quad (3)$$

5 As by assumption the aggregator function is linearly homogeneous, it then satisfies Euler's condition which makes the proof of this result simple. For details see Yue and Fluri (1991).

6 In fact, as noted by Barnett (1990), this is mathematically the Simpson's rule approximation to the continuous-time Divisia index.

where  $s_{it}^* = \left( \frac{s_{it} + s_{i,t-1}}{2} \right)$  is the average of the expenditure shares of two periods.

Although this discrete-time formula is not exact for any arbitrary aggregator function, Diewert (1976) has shown it is though exact for a linearly homogeneous translog specification, which is itself a second-order approximation to any arbitrary utility function,  $g(q)$ . Thus, it belongs to what he calls a class of “superlative” index numbers.<sup>7</sup>

By let  $m_{it}$  standing for the value of asset  $i$  belonging to monetary aggregate  $M_t$  in period  $t$ , and  $p_{it}$  the price of such an asset, the Divisia index in equation (3) would be

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = \sum_{i=1}^n s_{it}^* (\ln m_{it} - \ln m_{i,t-1}) \quad (4)$$

where  $s_{it}^* = (s_{it} + s_{i,t-1})/2$  and  $s_{it} = p_{it} m_{it} / \sum_{k=1}^n p_{kt} m_{kt}$ .<sup>8</sup>

Thus the formula gives only the monetary aggregate rate of change, which is a weighted average (the weights are the expenditure shares) of the change rates of the assets belonging to the monetary aggregate.<sup>9</sup>

With Diewert's (1976) contribution it became possible to combine the economic aggregation theory with the statistical theory of index numbers. That said, as any index-number formula would require the use of both prices and quantities, a remaining question was then how to attribute a price to an asset. A solution to this problem was independently proposed by Barnett (1978) and Donovan (1978), namely that the price of an asset ought to be its opportunity cost. As shown by Donovan (1978), one should proceed in this area similarly to the case of a dura-

7 Fisher's Ideal index also belongs to the class of superlative indexes, since it is exactly correct for a utility function  $g(q)$ , which is the square root of a quadratic specification. The popular Paasche and Laspeyres indexes, by providing only first-order approximations to an unknown aggregator function would not qualify as a superlative index number, however.

8 As discussed below in the text, the value of a monetary aggregate (and its assets) can be used here either in nominal or real terms.

9 The Divisia index can obviously also be written as  $M_t = M_{t-1} \prod_i (m_{it} / m_{i,t-1})^{(s_{it} + s_{i,t-1})/2}$ . This was the formula actually used in this study.

ble good. That is, a price would have to be imputed to the service flow produced by the use of that good (or asset). He has shown such an opportunity cost (rental price or user cost) to be:<sup>10</sup>

$$p_{it} = p_t^* (R_t - r_{it}) / (1 + R_t), \quad (5)$$

where  $r_{it}$  is the nominal interest rate for asset  $i$  (which is zero in the case of currency),  $p_t^*$  is a general consumer price index, and  $R_t$  is the maximum interest rate in the economy (its only function is the intertemporal transfer of wealth with no concern regarding the liquidity of the asset). This is the nominal opportunity cost which, when divided by the general consumer price index, gives the real opportunity cost. In fact, when calculating the expenditure share for the Divisia monetary aggregate one can use either the asset's real opportunity cost times its nominal value or the asset's nominal opportunity cost times its real value, as they will both give the same result.<sup>11</sup> Furthermore, in the actual implementation of the Divisia index formula one can simply multiply the asset's nominal value by  $p_{it} = R_t - r_{it}$ , for when calculating the expenditure shares the denominator of equation (5) cancels out.

Although the Divisia index discussed above gives only a flow of monetary services, Barnett (1978) has also shown how to obtain a proper measure of an economic stock of money. We present this point here particularly to show how much impropriety there is in the use of the traditional simple-sum aggregate as a measure of a stock of money. More precisely, by combining the consumer's multi-period budget constraint into a single budget constraint the term which represents the economic stock of money (or stock of monetary wealth) is

$$V_t = \sum_{s=t}^{\infty} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{R_s - r_{is}}{\prod_{u=t}^s (1 + R_u)} \right] m_{is} \quad (6)$$

As this gives the discounted present value of all current and future expenditure on monetary services it can properly be interpreted as a stock of monetary wealth. Its measurement is diffi-

10 In Barnett (1978 and 1980), one finds a formal presentation of this result. Essentially, the rental price is derived from microeconomics principles where a representative consumer makes an optimal intertemporal choice between his consumption pattern and his financial asset portfolio.

11 On these points see Anderson, Jones and Nesmith (1997b and 1997c).

cult, however. But if one is willing to assume static expectations for the representative consumer that equation can be reduced to (Barnett and Thou, 1994):<sup>12</sup>

$$V_t = \sum_{i=1}^n \frac{R_t - r_{it}}{R_t} m_{it}, \quad (7)$$

which can now be easily implemented.

By noting that an asset which pays interest rate might at the same time provide some monetary services, Barnett and Zhou (1994) then proposed separating the part of the asset which represents the investment return from the one representing the asset's monetary service. Specifically, they first defined the present and future interest received on monetary assets, discounted to time  $t$ , as

$$V_t^* = \sum_{s=t}^{\infty} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{r_{st} m_{st}}{\prod_{u=t}^s (1 + R_u)} \right] \quad (8)$$

which by assuming, once again, static expectations for the representative consumer can be reduced to

$$V_t^* = \sum_{i=1}^n r_{it} m_{it} / R_t \quad (9)$$

It turns out that by adding equations (7) and (9) one gets  $V_t + V_t^* = \sum_{i=1}^n m_{it}$  which is the traditional monetary aggregate obtained by the simple-sum of assets. Thus, such a monetary aggregate would only qualify as a proper measure of a stock of monetary wealth when the discounted present value of its interest income is null. The latter term can then be interpreted as an error-in-variable component of the traditional simple-sum aggregate in case it is used as a measure of monetary wealth. It follows that when a monetary aggregate is defined to include

12 This equation was first shown by Barnett (1991) to be the same as the currency-equivalent (CE) index proposed by Rotemberg (1991), which is also discussed in Rotemberg, Driscoll and Poterba (1995).

only currency and demand deposits, both of which do not pay any interest rate (at least as used here), it then qualifies as a proper stock of monetary wealth; notice that in such a case

we actually have  $V_t = \sum_{i=1}^n m_{it}$ , as  $V_t^* = 0$ .<sup>13</sup> The error-in-variable components for aggregates M2, M3 and M4, as calculated for Brazil, are discussed below.

### 3 Data and results

We use here Brazilian data to compare the performance of the simple-sum and the Divisia weights of assets in a number of situations. The data cover the period 1980/1998, thus including a variety of plans of economic stabilization, such as Cruzado Plan (March 1986), Collor Plan (February 1990) and Real Plan (June 1994). The monetary aggregates considered were those published by the Central Bank and are defined as following: M1 = currency plus demand deposits; M2 = M1 plus government bonds held by the public; M3 = M2 plus savings deposits; and M4 = M3 plus time deposits. As for the interest rates: i) a zero rate was assumed for the assets part of M1; ii) the overnight rate was used for government bonds; iii) the interest rates for savings were those uniformly paid by the private commercial banks, but which are set by the government; and, finally, iv) the interest rate for the Certificate of Banking Deposits (CDB) was used for the time deposits.<sup>14</sup>

As discussed in connection with equation (4), a major difficulty in calculating an asset rental price is the choice of the maximum interest rate in the economy,  $R$ . In this study, which uses both monthly and quarterly data, two alternative criteria were used in the choice of  $R$ . By the first of these, a maximum value was chosen among the interest rates of the various assets of a given monetary aggregate, and then it was multiplied by 1.05 so that the rental price share of each asset would be positive.<sup>15</sup> By the second criterion, the largest value among the following

13 This discussion suggests that an appropriate aggregate should probably include many more assets than the ones presently being considered officially as part of a monetary aggregate. Assets such as those represented by some investment funds, which can easily be converted to currency (or demand deposits), certainly contribute to the liquidity of the economy. In this connection, Barnett and Zhou (1994) showed that by adding bond and stock mutual funds to USA aggregate M2 one can actually reduce the variability of the income investment (non-moneyness) of such an aggregate.

14 It is sometimes suggested that as the demand deposits, distinctly from currency, do receive a sort of an implicit interest rate (perhaps in the form of special loans to the depositors), then a distinction should be made between these two assets. Due to the difficulties in the actual estimation of such an implicit rate in the case of Brazil, however, we treated the two assets as identical here.

15 It should be mentioned here that in Rossi and Silva (1991a), which covers a shorter period than the one of this study, only minor changes in results were found when the multiplying factor was instead 1.10.

items was chosen: i) the interest rates of the various assets part of a given monetary aggregate, ii) the rate of change of the stock market index of both Rio de Janeiro (IBVR) and São Paulo (IBOVESPA), and iii) the rate of change of the exchange rate of the parallel (black) market (R\$/US\$).<sup>16</sup> The results by the two criteria differ to some extent, with the second criterion given slightly better results, as we shall see.<sup>17</sup>

Since among all the monetary aggregates M4 is the one with the largest number of assets, including some with not much liquidity, then a comparison between the Divisia and the simple-sum procedures would, in this case, be all the more relevant as this will exaggerate liquidity as defined by the latter. Thus, in the following analysis relatively more attention will be paid to the comparisons involving such a monetary aggregate. With this in mind, we plot in Figure 1 monetary aggregate M4, calculated with monthly data, for both Divisia weights (using the two criteria in the choice of R) and simple-sum of assets. As it can be seen, liquidity increased much more with the simple-sum than with the Divisia procedure. Notice also that the curve for the Divisia aggregate obtained by criterion 2 is always above the one obtained by criterion 1. The difference between these two measures diminishes, however, near to the Collor Plan (March 1990) when their values were practically identical. Afterwards, the two results start diverging once again.<sup>18</sup>

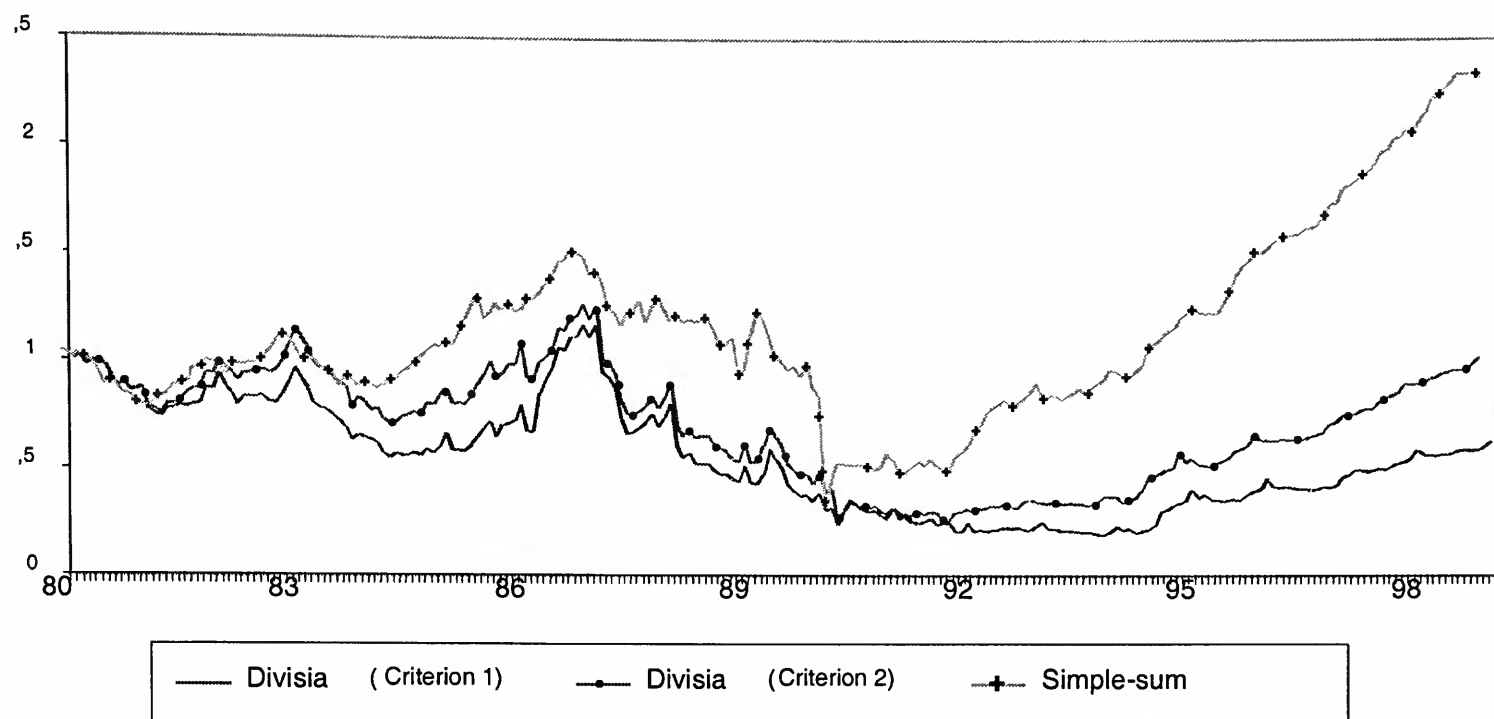
---

16 Of course, one can think of alternative criteria on this matter. For instance, one of the referees suggested that in the case of the stock market index a risk premium rate should be added.

17 It is interesting to compare these results with those obtained by a few other studies. For instance, Barnett and Spindt (1982) concluded, after a series of experiments, that the Divisia index was robust to changes in R, which were within plausible values. Chou (1991) in an application to USA data concluded, however, that the Divisia index was sensitive to the criterion used in choosing R. This was also the case in Rossi (1993) which, by using a shorter period than the one of the present study also concluded that the results changed somewhat with alternatives use of R. Notice that these conclusions are not in conflict with the previous note which deals, in fact, with just one criterion in the choice of R, as in that case R is merely multiplied by two distinct constants.

18 As similar considerations apply to the aggregates M2 and M3 we omit here the analysis on this point concerning such aggregates.

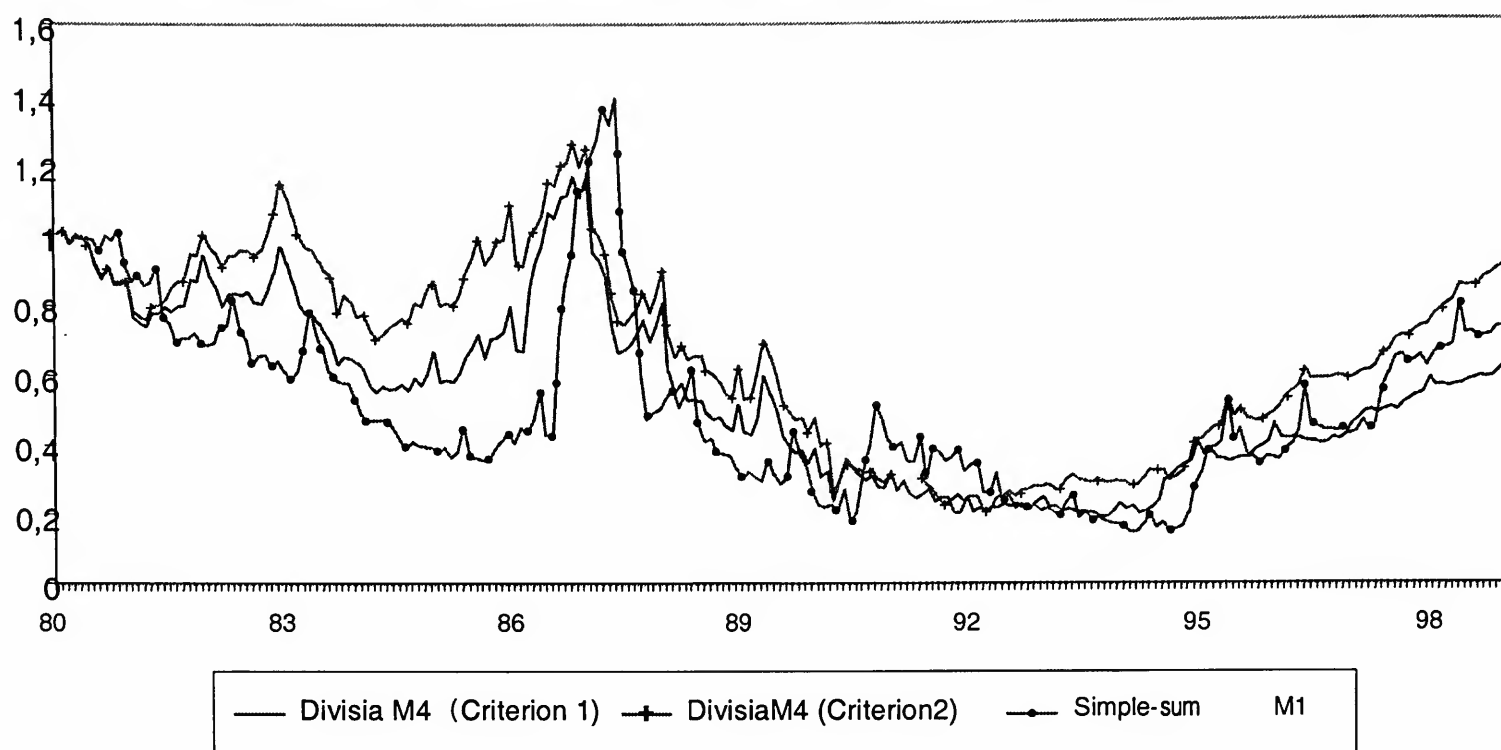
**Figure 1**  
**Real Monetary Aggregate M4**



In Figure 2 we also compare the results of the Divisia monetary aggregate M4 (calculated by criteria 1 and 2) with those of the simple-sum monetary aggregate M1. It is interesting to note that the results for the Divisia M4 are much closer to the simple-sum M1 than to the simple-sum M4. This should be no surprise. Recall that M1 contains basically the most liquid assets, while M4, besides these same assets, also includes some assets much less liquid. Thus, when the latter are added by the simple-sum to the former the result will certainly be larger than that obtained by Divisia weights, which takes into account only the asset's liquidity. In fact, when calculating the Divisia M4 the expenditure share (not shown here) for the assets represented by currency and demand deposits is by far the largest. As a consequence, the Divisia M4 will behave much like the simple-sum M1.<sup>19</sup>

<sup>19</sup> For a more detailed analysis of these expenditure shares, see Rossi (1993).

**Figure 2**  
**Real Monetary Aggregates ( Divisia M4 versus Simple-sum M1)**



In spite of a general similarity between the Divisia M4 and simple-sum M1, it is interesting to note that during the stabilization plans (Cruzado, Collor and Real, respectively, 1986, 1990 and after 1994) the latter changed much more than the former (see Figure 2). This is not difficult to explain though. Recall that the expenditure shares used by the Divisia weights are, in fact, averages of the expenditure shares of two neighboring periods. That being the case, any sudden change in the demand for a given asset would have its effects diluted into two periods. Note that here, unlike the previous figure, the simple-sum aggregate M1 can sometimes be above the Divisia aggregate M4. There is nothing unusual about such an outcome, for it depends upon the behavior of the expenditure shares which, in the case of the Divisia M4, can change much over time, as shown in Rossi (1993).

The confiscation of assets during the Collor Plan (February 1990) is a good study case for comparing the performance of the two alternative aggregating procedures. First, notice, by returning once again to Figure 1, the simple-sum M4 fell much more than the Divisia M4.<sup>20</sup> This is basically because of the following: between February and March of 1990 the stock of government bonds fell by about 70%.<sup>21</sup> While this would have a major impact on the simple-sum

<sup>20</sup> The analysis in this paragraph is similar to the one presented in Rossi (1993).

<sup>21</sup> For this number see Rossi and Silva (1991b).

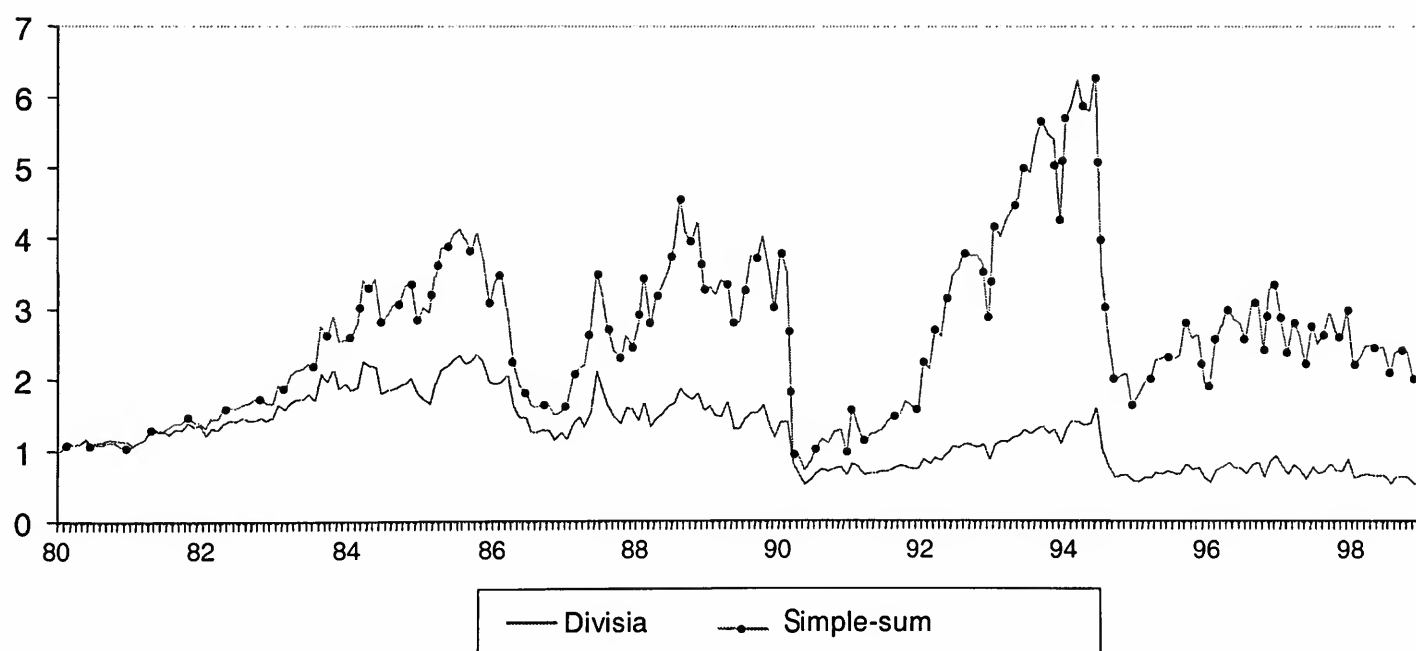


M4, its effect would be much smaller in the case of Divisia aggregates M2, M3 and M4. This is so for at least one reason: in view of its high interest rates government bonds would, in such a case, contribute less to liquidity having then little effect on the Divisia results.<sup>22</sup>

We analyze now the behavior of the monetary multipliers. Figure 3A shows the results of the simple-sum and Divisia weights for aggregate M4. As the latter has a smaller variance one might be tempted to conclude that liquidity measured by Divisia weights could be more precisely controlled by the Monetary Authority. Yet the fact is the Divisia index merely indicates the result of a weighting procedure of financial assets which happen to be part of a given monetary aggregate. As such, its controllability depends upon how controllable those assets are. And, as is well known, the Monetary Authority can reasonably control only the monetary base. After all, the broader monetary aggregates would depend upon the behavior of both the individuals and the banking sector concerning their choices of assets, which is not easily predictable.

Figure 3B shows similar multiplier comparisons but between Divisia M4 and simple-sum M1. Now the patterns of the two multipliers are for most part similar. In fact, in view of Figure 2, this result was to be expected, for as that figure shows, there is a closer relationship between Divisia M4 and simple-sum M1 than the one between the Divisia M4 and simple-sum M4 (see Figures 1 and 2).<sup>23</sup>

**Figure 3A**  
**Monetary Multipliers for Aggregate M4 (monthly data)**

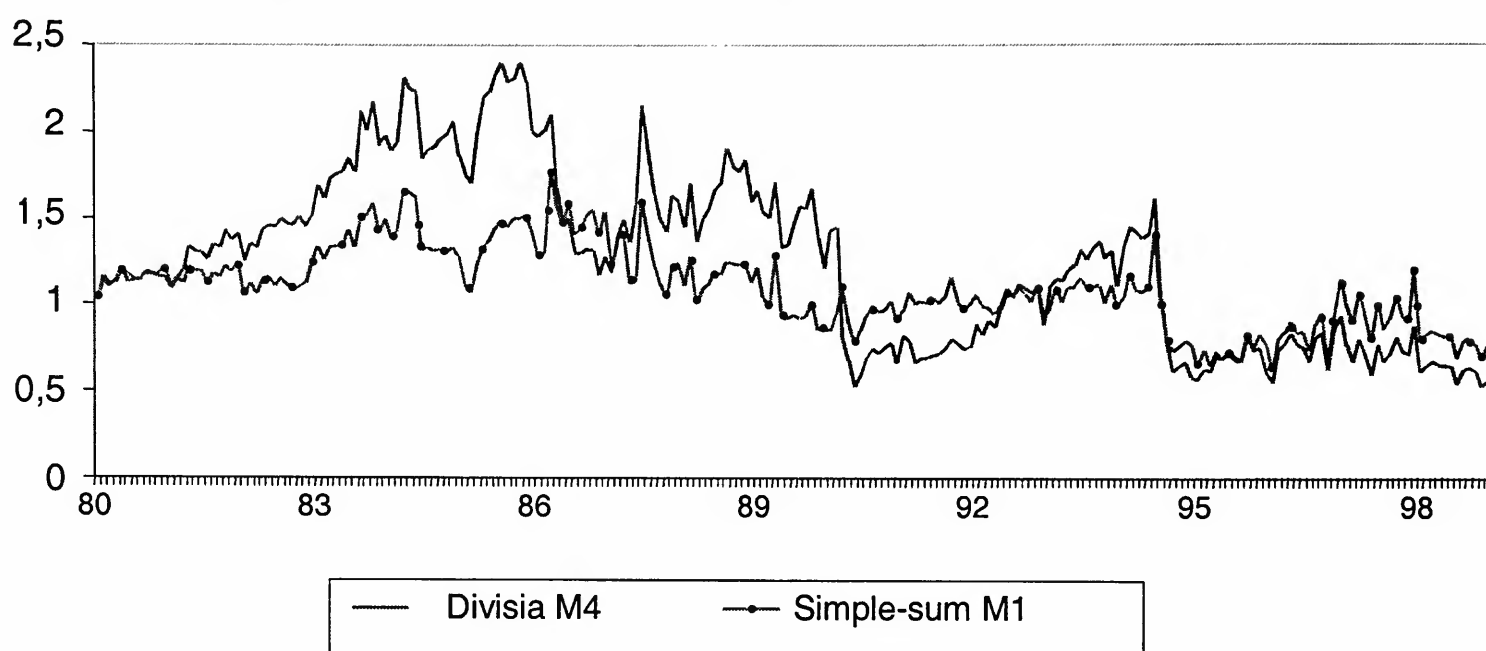


22 Figures 1 and 2 also show a pronounced increase in liquidity following the Cruzado Plan in February 1986, and this was so with either the Divisia M4 or the simple-sum aggregates M1 and M4.

23 It was also found that for aggregate M4 velocity is more stable using the Divisia than the simple-sum procedure, while the velocities for Divisia M4 and simple-sum M1 are very close to each other, which in view of Figure 2 was actually to be expected.

Another point of interest is a comparison of the relationship between the income velocity and the interest rate for the two alternative sums of financial assets. According to the monetary theory prediction, velocity should increase with the interest rate, for a high opportunity cost will make the holding of money more costly. The simple linear correlation between velocity and interest rate (as given by the overnight rate) was 0.53 for the Divisia aggregate M4 (with monthly data and criterion 2), but only 0.33 for the simple-sum aggregate M4.<sup>24</sup>

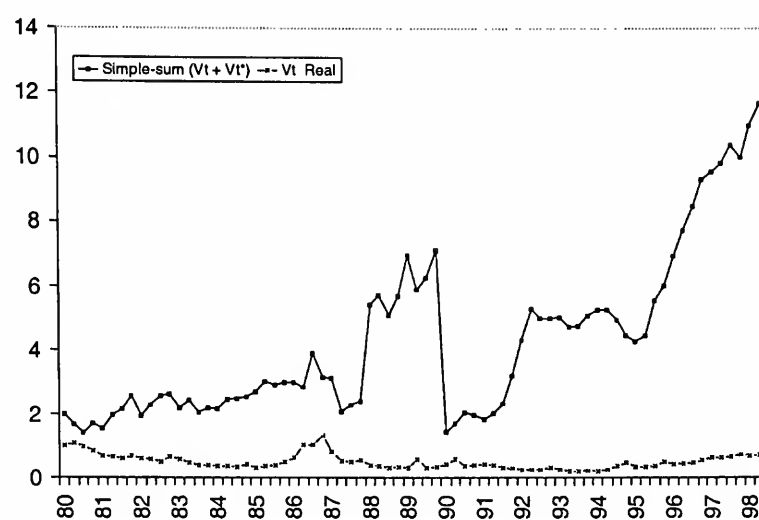
**Figure 3B**  
**Monetary Multipliers for Divisia M4 and Simple-sum M1 (monthly data)**



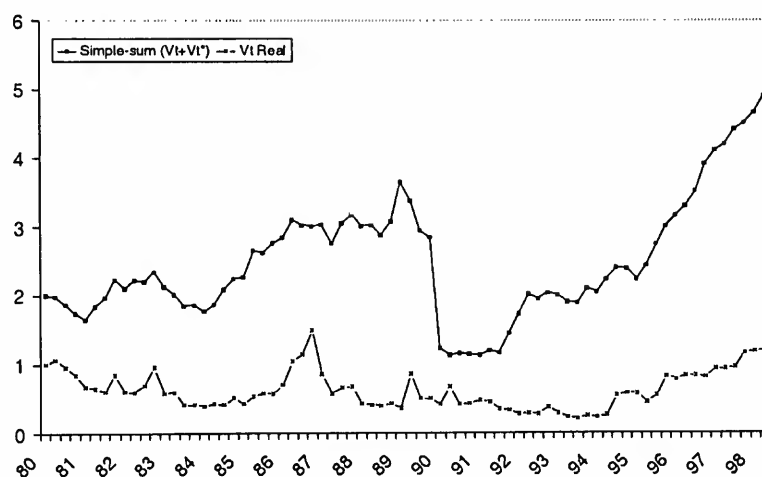
As a final graphic device, in Figures 4A-C we present the terms indicating the money service ( $V_t$ ) and the investment return ( $V_t^*$ ) for the simple-sum monetary aggregates M2, M3 and M4, respectively. We see that the investment yield component (given by the gap between the two lines) which is a sort of error-in-the-variable embedded in the use of the simple-sum as an index of monetary wealth, increases in the case of aggregate M2 a great deal over the last few years of the series. The increasing gap poses an upward bias problem when this monetary aggregate is used for policy purposes. Also the fact that the error gap is large this would by itself indicate some inadequacy in the use of the simple-sum aggregate as an indicator of monetary wealth. As the error gap is less pronounced for aggregates M3 e M4, this suggests the error component is smaller for both savings deposits and time deposits than it is for public bonds which enhance the role of such broader aggregates relatively to M2 as tools of monetary policy.

<sup>24</sup> These correlation coefficients did not change much when we used for the interest rate instead the rate on the CDB (Certificate of Banking Deposits), which were then 0.532 and 0.388, respectively.

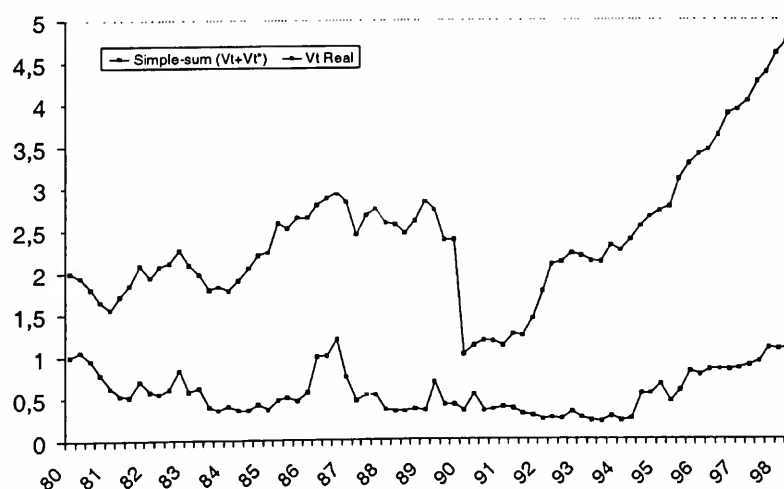
**Figure 4A**  
**The Monetary Services ( $V_t$ ) and the Investment Income ( $V_t^*$ )**  
**of Simple-sum Aggregate M2 (quarterly data)**



**Figure 4B**  
**The Monetary Services ( $V_t$ ) and the Investment Income ( $V_t^*$ )**  
**of Simple-sum Aggregate M3 (quarterly data)**



**Figure 4C**  
**The Monetary Services ( $V_t$ ) and the Investment Income ( $V_t^*$ )**  
**of Simple-sum Aggregate M4 (quarterly data)**



Given the differences among the monetary aggregates shown in the figures above, we can now look at a possible superiority of the Divisia aggregate on the basis of its relationship to the inflation rate. With this in mind, Table 1 gives the results of a linear regression between the inflation rate (the dependent variable) and changes in a given monetary aggregate. In the case of the Divisia aggregate, assets were added by both criteria in the choice of the maximum interest rate of the economy as discussed above.

Before analyzing these results, a few words are in order concerning the estimation exercise. Firstly, as the Divisia methodology gives only the rate of change of a given monetary aggregate our regression model is specified in terms of the rate of change of the two variables rather than their levels. Secondly, as the use of nonstationary variables could lead to a spurious regression (unless they cointegrate, i.e. there is a long-run equilibrium relationship among them) such variables were tested for both the presence of a unit root and cointegration. Thirdly, some considerations are undertaken concerning the short-run versus the long-run relationships between the two variables of the model.

Regarding the stationarity test, we applied either the conventional Augmented Dickey-Fuller (ADF) test (with a constant, a trend term and four lags for the first difference variable, and also this same specification but without a trend term) or the Phillips-Perron test (with four truncation). The results (not shown) of these tests indicated that nonstationarity could not be rejected for the two variables of the regression.<sup>25</sup> More precisely, in all cases the two variables were integrated of order one, or  $I(1)$ ; that is, the variables were stationary in their first-differences.<sup>26</sup>

As for the cointegration test, the results (not shown) indicated that in all cases cointegration between the two variables could not be rejected either by the Johansen (1988) or by the Engle and Granger (1987) procedures. Thus, given the fact that a linear combination of the two variables was stable, there is no risk of a spurious regression outcome here.<sup>27</sup> In fact, according

---

25 One should be reminded here that there are situations in which the power of these tests is very low; as, for instance, in distinguishing between a unit root and a near unit root process. This difficulty has in fact encouraged some researchers to propose alternative procedures in which the unit test hypothesis is altogether eliminated; as is the case, for example, of the Bayesian approach proposed by Sims (1988). On these points see Enders (1995).

26 A plot of the variable series seem to indicate a possible structural change during the Real Plan. We are aware that in the presence of structural breaks both the Dickey-Fuller and Phillips-Perron tests are biased toward the nonrejection of a unit root. In fact, tests for unit root in the presence of structural breaks have been proposed by both Perron (1989), when the time of the breaks is known, and Perron and Vogelsang (1992), when the time of the breaks is not known. We have made no attempt to apply these tests here. In any case, as the regression variables have similar structural changes we hope this will not present any estimation difficulty.

27 Typically, in a spurious regression situation there is a combination of high t-Statistics and low Durbin-Watson, which is not the case for the results in Table 1.

to Stock (1987) the Ordinary Least Square (OLS) estimates are in this case “superconsistent”, in the sense that the coefficients of the cointegrating nonstationary variables converge in the regression to their true values much faster than is the case with the coefficients of the corresponding stationary variables. As a note of caution, even though in this case issues concerning the dynamic specification and possible endogeneity of variable  $x$  can be ignored asymptotically, in finite samples bias might be a problem. Additionally, as it has been shown in the literature that the distribution of the OLS estimators are in this case non-normal, standard tests of hypothesis are invalidated as well.<sup>28</sup>

As it was emphasized above, the cointegration relationship gives only the long-run equilibrium among the variables. Thus, though the regression model is estimated consistently by OLS, it might face some difficulties in finite samples. This by itself would suggest a search for an alternative model specification. In addition, for some purposes (forecasting, for instance), one is interested in the short-run evolution of the variables, which will require the specification of some dynamic model.<sup>29</sup> With this in mind, suppose the long-run relationship between the two variables (the inflation rate and the changes in the monetary aggregate) is given by

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t$$

A particularly simple dynamic model of short-run adjustment is given by<sup>30</sup>

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \alpha_1 y_{t-1} + u_t,$$

where the residual is white noise having a normal distribution with a zero mean and a constant variance.<sup>31</sup> Here the coefficient of the current value of  $x$  indicates the short-run effect of this

28 See on these points, Harris (1995).

29 The discussion, as well as all the equations used below, are based on Harris (1995).

30 In fact, a dynamic model closely resembling this one is obtained from an equation where  $y$  depends on current and past values of  $x$ , in which the coefficients of the lagged variables decline geometrically (Koyck scheme) or, alternatively, where there is some cost involved in the adjustment of the actual value of variable  $y$  to its desired or optimal level. The dynamic model above is easily generalised to allow for more complicated adjustment processes by increasing the lags of the two variables of the model. On these matters, see Harris (1995) and Johnston (1972).

31 Notice that this dynamic model (without a constant) can also be written as:

$$y_t = \beta x_t + \lambda_1 \Delta x_t + \lambda_2 \Delta y_t + v_t$$

$$\text{where } \beta = (\gamma_0 + \gamma_1)/(1 - \alpha); \lambda_1 = -(\gamma_1/(1 - \alpha)); \lambda_2 = -\alpha/(1 - \alpha); v_t = u_t/(1 - \alpha)$$

Thus, the estimation of the long-run model (also without a constant) is equivalent to the estimation of this dynamic model without the terms containing the two first-difference variables, the consequences of which were discussed above in terms of the asymptotic properties (consistence) of the OLS estimators of the long-run relationship versus their finite samples difficulties.

variable on variable  $y$ . As for the corresponding long-run effect, if the model were in equilibrium this would be given by the slope of the long-run relationship above.<sup>32</sup>

There are, nevertheless, some potential difficulties in the estimation of the short-run adjustment model as specified above. Firstly, there may be multicollinearity between the current and past values of variable  $x$ ; therefore, even with a correctly specified model, imprecise parameter estimates might result, and this may be so inspite of a good over all fit of the model. Secondly, as the variables of the model are nonstationary, there is, once again, the risk of a spurious regression outcome.

In an attempt to avoid a spurious regression one might think that a dynamic model respecified in terms of the first-difference of the nonstationary variables would do it. Unfortunately, this will remove any information concerning the long-run relationship between the two variables, reducing the usefulness of the model for forecasting purposes, for one thing. There is, though, a better procedure in this case. More precisely, the same dynamic model above should be rearranged as follows:

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1)(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + u_t,$$

where  $\beta_0 = \alpha_0 / (1 - \alpha_1)$  and  $\beta_1 = (\gamma_0 + \gamma_1) / (1 - \alpha_1)$

This is the so-called error-correction model proposed by Engle and Granger (1987). Like its equivalent short-run adjustment model, it also incorporates both short-run and long-run effects. But, it is more suitable for estimation purposes. The basic reason being as variables  $y$  and  $x$  cointegrate such an specification would then include only stationary variables, hence reducing the risk of a spurious regression outcome.

As for the estimation of this model, notice, in particular, the coefficient of the variable in parenthesis indicates how the changes in variable  $y$  respond to any disequilibrium in the long-run relationship. Although the application of such a model to our monthly and quarterly data indicated that in all cases such a response was positive (as one would expect) and highly statistically significant, unfortunately not much difference in results was found when either the Divisia or the simple-sum monetary aggregates were used.

---

32 In fact, the long-run effect of  $x$  on  $y$  based on these two specifications (dynamic model and long-run equilibrium) are related as follows:

$$\beta_1 = (\gamma_0 + \gamma_1) / (1 - \alpha_1).$$

With the qualifications above, the regression results of Table 1 are judged here according to two criteria: the regression goodness-of-fit and the closeness to proportionality of the relationship between changes in the monetary aggregate and the rate of inflation. On both accounts, the Divisia aggregate is, in most cases, superior.<sup>33</sup> Also to be noted: the goodness-of-fit always improves in going from the monthly to the quarterly data, which is actually to be expected, for by aggregating the data one almost certainly improves the regression fitting.

**Table 1**  
**Dependent Variable: The Inflation Rate (period 1980-1998)**

		M2				M3				M4			
		Slope	t	R <sup>2</sup>	DW	Slope	t	R <sup>2</sup>	DW	Slope	t	R <sup>2</sup>	DW
Divisia1	M	0.61	14.0	0.47	1.47	0.69	15.7	0.52	1.69	0.76	17.8	0.58	1.89
	Q	0.98	13.9	0.73	2.47	1.06	16.1	0.78	2.18	1.10	17.0	0.80	2.22
Divisia2	M	0.70	16.1	0.54	1.66	0.75	16.8	0.56	1.83	0.84	19.8	0.63	1.96
	Q	1.03	16.4	0.79	2.56	1.11	19.0	0.83	2.15	1.12	19.5	0.84	2.24
Simple-sum	M	0.63	13.8	0.46	1.48	0.71	14.7	0.49	1.78	0.86	19.4	0.63	1.91
	Q	0.92	9.4	0.55	2.18	1.11	13.2	0.71	1.90	1.11	12.9	0.70	2.09

M and Q stand for monthly and quarterly data, respectively; t is the t-statistic; the intercept was estimated, but is omitted here. Divisia 1 and 2 indicate the two weighting procedures used (as discussed in the text).

An important point in monetary theory concerns the causality between money and prices. Here we applied the Granger causality test, which, as it is known, only gives the temporal precedence of one series over the other. In the testing procedure although two, three and four lags were used in the regression, we report here only the results using the simpler two-lag structure. We found the use of distinct lags did not change the basic conclusions.

Briefly stated, the results (not shown) were as follows: with monthly data, prices Granger-cause money for the Divisia aggregates, while for the simple-sum aggregates causality goes both ways. With quarterly data the causality goes from money to prices for all aggregates, except for the Divisia M3 (criterion 1) where neither money causes price nor prices cause money.<sup>34</sup> These results are actually in line with the spirit of the monetary theory that predicts a long-run

33 In view of the same zero interest rate considered here for either currency or demand deposits, then the simple-sum M1 and the Divisia M1 would coincide. Thus, such an aggregate is not included in Table 1. In any case, just for a comparison the use of M1 in the exercise of Table 1 produced, with monthly data, a slope coefficient of 0.98 (t-statistics of 12.2) with  $R^2 = 0.41$ , while the corresponding figures for the quarterly data were a slope of 1.07 (t-statistic of 16.4) with  $R^2 = 0.79$ .

relationship that goes from money to prices. This is more clearly established with quarterly rather than monthly data. Perhaps the lag structure used here was not long enough to capture such a basic monetarist dogma when monthly data were used for the Divisia aggregates. In conclusion, although the results with quarterly data seem to indicate that the causality from money to prices is more clearly established in the case of the simple-sum aggregates, in the overall picture it seems there is really no clear-cut winner on the matter.

#### 4 Final remarks

We have shown that in general the Divisia monetary aggregates produced better results here than the simple-sum of assets. The monetary aggregates, which were considered in the analysis, are those traditionally defined by the Central Bank. In the Divisia monetary aggregation methodology it is assumed that the group of monetary assets is weakly separable from other goods and services in the individual's utility function. This suggests that a distinct monetary aggregate from those in use may very well be preferable. As our interest here was merely compare the results of the Divisia weights with those of the simple-sum monetary aggregates as the latter are currently defined by the Central Bank, we have not attempted to test for separability in this study. The performance of a Divisia aggregate which meets the separability test will probably be better than the one indicated in this study. Most certainly, such an aggregate would involve other combinations of assets than the ones actually used by the traditional aggregates. This matter is sufficiently complex to deserve a separate study.

Among other points deserving further investigation, one should probably include the question of the money demand stability when alternative schemes of adding assets are used, as well as the sensibility of the Divisia results to either changes in the choice of the maximum interest rate in the economy, or to the use of distinct interest rates for currency and demand deposits. As these are all very relevant subjects, and in view of the extensive nature of such topics, they obviously deserve to be investigated in separate studies.

#### References

Anderson, Richard G., Jones, Barry E. and Nesmith, Travis D. Introduction to the St. Louis monetary services index project. *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, v. 79, n. 1, p. 25-29, Jan/Feb 1997a.

\_\_\_\_\_. Monetary aggregation theory and statistical index numbers. *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, v. 79, n. 1, p. 31-51, Jan/Feb 1997b.



- \_\_\_\_\_. Building new monetary services indexes: concepts, data and methods. *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, v. 79, n. 1, p. 53-82, Jan/Feb 1997c.
- Barnett, William A. The user cost of money. *Economics Letters*, p. 145-49, 1978.
- \_\_\_\_\_. Economic monetary aggregates: an application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, supplement, v. 14, p. 11-48, Sept. 1980.
- \_\_\_\_\_. Developments in monetary aggregation theory. *Journal of Policy Modeling*, v. 12, n. 2, p. 205-257, Summer 1990.
- \_\_\_\_\_. Reply to Julio J. Rotemberg. In: Belongia, Michael T. (ed.), *Monetary policy on the 75<sup>th</sup> Anniversary of the Federal Reserve System: Proceedings of the Fourteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis*. Kluwer Academic Publishers, p. 232-43, 1991.
- Barnett, William A. and Spindt, Paul A. *Divisia monetary aggregates: compilation, data, and historical behavior*. Washington, D. C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, May 1982, 19p.
- Barnett, William A., Fisher, Douglas and Serletis, Apostolos. Consumer theory and the demand for money. *Journal of Economic Literature*, v. 30, n. 4, p. 2086-2119, Dec. 1992.
- Barnett, William A. and Zhou, Ge. Commentary. *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, v. 76, n. 6, p. 53-61, Nov. /Dec. 1994.
- Chou, Nan-Ting. An alternative monetary policy target: the new benchmark Divisia monetary index. *Applied Economics*, v. 23, p. 1699-1705, 1991.
- Diewert, W. Erwin. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, v. 4, n. 2, p.115-145, May 1976.
- Divisia, Francois. L'indice monetaire la théorie de la monnaie. *Revue d'Economie Polique*, p. 980-1008, 1925.
- Donovan, Donald J. Modeling the demand for liquid assets: application to Canada. *IMF Staff Papers*, v. 25, n. 3-4, p.676-704, 1978.
- Enders, Walter. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, May 1987.

- Fisher, Irvin. *The making of index numbers*. New York: Houghton Mifflin, 1922.
- Friendman, Milton and Shwartz, Anna J. *Monetary statistics of the United States: estimates, sources and methods*. New York: Columbia University Press, 1970.
- Harris, Richard. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Prentice Hall, 1995.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- Johnston, J. *Econometric methods*. McGraw Hill, 1972.
- Perron, Pierre. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57, p. 1361-1401, Nov. 1989.
- Perron, Pierre and Vogelsang, Timothy. Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 301-320, 1992.
- Rossi, José W. Agregação monetária com o índice de Divisia: aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 251-268, Agosto 1993.
- Rossi, José W. and Silva, Maria da Conceição. Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 3, p. 511-532, Dez. 1991a.
- \_\_\_\_\_. A liquidez revistada. *In: Perspectivas da economia brasileira*. IPEA/RIO, cap. 3, p. 41-57, 1991b
- Rotemberg, Julio J. Commentary: monetary aggregates and their uses. *In: Belongia, Michael T. (ed.), Monetary policy on the 75<sup>th</sup> Anniversary of the Federal Reserve System: Proceedings of the Fourteenth Annual Economic Policy Conference on the Federal Reserve Bank of St. Louis*. Kluwer Academic Publishers, 1991, p. 223-31g.
- Rotemberg, J. J., Driscoll, J. C. and Poterba, J. M. Money, output, and prices: evidence from a new monetary aggregate. *Journal of Business and Economic Statistics*, p. 67-83, Jan 1995.
- Sims, Christopher. Bayesian skepticism on unit root econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 463-74, 1988.
- Spindt, Paul A. Money is what money does: monetary aggregation and the equation of exchange. *Journal of Political Economy*, v. 93, n. 1, p. 175-204, Feb. 1985.

Stock, J. H. Asymptotic properties of least-square estimators of co-integrating vectors. *Econometrica*, v. 55, p. 1035-56, 1987.

Yue, Piyu and Robert Fluri. Divisia monetary service indexes for Switzerland: are they useful for monetary targeting? *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, v. 73, n. 5, p. 19-33, Sep./Oct. 1991.



# ***Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997)***

Sérgio Kannebley Júnior<sup>§</sup>

## **SUMÁRIO**

Esse artigo apresenta estimativas do grau de *exchange rate pass-through* de longo e curto prazo para nove setores exportadores brasileiros, compreendendo o período de 1984 a 1997. Para isso é realizada uma análise de séries de tempo combinada à estimação de modelos lineares seguindo uma metodologia de modelagem econométrica do geral para o específico. Os resultados apontam para a existência de um grau de *pass-through* nulo ou incompleto para os setores analisados.

**Palavras-chave:** setores exportadores, grau de *pass-through*, Brasil.

## **ABSTRACT**

This article presents long run and short run exchange rate pass-through estimates for nine Brazilian export sectors, during the period from 1984 to 1997. For this purpose a time series analysis combined to linear model estimations in accordance with a general to specific econometric methodology is done. The results show an existence of a null or incomplete exchange rate pass-through for the sectors analyzed.

**Key words:** export sectors, exchange rate pass-through, Brazil.

**JEL classification:** C13, C22, C50, F12.

---

\* O autor gostaria de agradecer aos professores Paulo Picchetti, Milton Barrossi Filho, Vera Lucia Fava e Simão Davi Silber e a dois pareceristas anônimos desta revista por comentários e sugestões a uma primeira versão deste trabalho. O autor também externa seus agradecimentos a Ricardo Markwald e Henry Pourchet pela disponibilização de informações concernentes aos índices de preços e custos de exportações produzidos pela FUNCEX. Qualquer erro ou omissão é de exclusiva responsabilidade do autor.

§ Professor da FEA-USP, *Campus* Ribeirão Preto.

Recebido em novembro de 1999. Aceito em abril de 2000.

## Introdução

O crescente interesse no desempenho das exportações brasileiras faz com que seja importante analisar a relação entre as variações cambiais e as regras de fixação de preços dos setores exportadores.

O objetivo deste trabalho é estimar a capacidade de repasse da variação cambial para os preços das exportações de nove setores exportadores brasileiros. Os setores selecionados correspondem a aproximadamente 50% do total das exportações brasileiras e o período de análise corresponde aos anos de 1984 a 1997.

Foram escolhidos para análise os seguintes setores:<sup>1</sup> Extrativa Mineral (6,67%), Siderurgia (8,92%), Metais não Ferrosos (4,72%), Máquinas e Tratores (5,19%), Veículos Automotores (3,0%), Peças e Outros Veículos (7,29%), Madeira e Mobiliário (3,04%), Celulose, Papel e Gráfica (4,79%) e Óleos Vegetais (7,15%).

A primeira seção deste trabalho expõe a estrutura analítica para *exchange rate pass-through*. Na segunda seção é conduzida uma análise de série de tempo, em que são estimados o grau de *pass-through* de longo prazo para alguns dos setores analisados e discutida a metodologia de modelagem econométrica empregada neste trabalho. Por fim são apresentados os resultados das estimações do grau de *pass-through* de curto prazo e as considerações finais do trabalho.

### 1 Estrutura analítica

*Exchange rate pass-through* é a elasticidade do preço da exportação/importação com relação à taxa de câmbio, isto é:

$$\varphi(e) = \frac{\partial \ln P^j}{\partial \ln e} \quad (1)$$

em que  $P^j$  é o preço da exportação/importação e “e” é a taxa nominal de câmbio dada pela razão entre a moeda doméstica e a moeda estrangeira.

---

1 Os números entre parênteses correspondem à participação porcentual média dos setores no total das exportações no período de 1994 a 1996.

No caso das exportações, definindo  $P_k^d$  como o preço das exportações do setor  $k$  em moeda doméstica,  $P_k^E$  o preço das exportações do setor  $k$  em moeda estrangeira, igual à razão  $P_k^E = P_k^d/e$ , a expressão para o grau de *pass-through* é dada por:

$$\frac{d \ln P_k^E}{d \ln e} = \frac{d P_k^d}{d e} \frac{e}{P_k^d} - 1 \quad (2)$$

Um grau de repasse menor do que 0 e maior do que -1 significa que, dada uma desvalorização cambial (aumento de  $e$ ), haverá um correspondente decréscimo dos preços em moeda estrangeira, mas em proporção inferior à desvalorização cambial. Neste caso, tem-se um grau de *pass-through* incompleto. Se o decréscimo dos preços em moeda estrangeira for, em termos percentuais, igual à taxa de desvalorização cambial, então esta desvalorização não deve afetar o preço em moeda doméstica e o grau de *pass-through* é completo ou -1. De outra forma, se houver um acréscimo do preço do bem exportado em moeda doméstica na mesma proporção da desvalorização cambial, então é dito que o grau de *pass-through* é nulo.

A lei do preço único estabelece que em mercados concorrenciais, livres de custos de transportes e barreiras ao comércio, bens idênticos devem ser vendidos ao mesmo preço em países diferentes quando seus preços são cotados em uma moeda comum.<sup>2</sup> Isto é:

$$\frac{P_k^d}{e} = P_k^E = P_k^i \quad (3)$$

A expressão (3) denota a relação de longo prazo entre preços de bens idênticos no mercado internacional. Se no longo prazo vigorar a lei do preço único, então, pela expressão (2), pode-se dizer que o grau de *pass-through* é nulo, já que as variações da taxa de câmbio serão compensadas, na exata medida, pelos preços em moeda doméstica. Isto é, tomando em logaritmo e derivando (3) tem-se que:

$$\frac{d P_k^d}{P_k^d} - \frac{d e}{e} = \frac{d P_k^i}{P_k^i} \quad (4)$$

2 Com a introdução de custos de transportes, deve haver um limite para o desvio dos preços dos bens idênticos cotados em uma mesma moeda dado exatamente pela magnitude destes custos.

A lei do preço único tem como hipóteses subjacentes aquelas do modelo de concorrência perfeita, o que significa dizer que as elasticidades de oferta e demanda das exportações no longo prazo são infinitas. Assim sendo, os desvios a partir dessa lei são explicados na literatura de comércio internacional como resultantes de imperfeições de mercados.

Um caso extremamente oposto à lei do preço único, em que se verifica o caso de *pass-through* completo, é oferecido pelo modelo keynesiano, ao assumir que cada país é especializado na produção de seu próprio bem. Eliminando-se as hipóteses de homogeneidade e plena substitutabilidade entre os bens domésticos e estrangeiros e assumindo a rigidez dos custos de produção em moeda doméstica, então pelo modelo de *mark-up* as variações da taxa nominal de câmbio seriam proporcionalmente iguais à variação do preço em moeda estrangeira, isto é, se:

$$P_k^E = m * \left( \frac{C_k^d}{e} \right) \quad (5)$$

$$\text{com } \frac{d \ln P_k^E}{d \ln e} = -1 \quad (6)$$

Conseqüentemente, nos modelos que procuram explicar o caso de *pass-through* incompleto a questão endereçada é como o *mark-up* sobre os custos marginais varia em resposta a uma variação da taxa de câmbio. Para respondê-la são utilizados como fatores explicativos o grau de diferenciação do mercado, participação relativa das firmas no mercado internacional e os graus de integração ou separação dos mercados. Assim, em mercados em que maior é a diferenciação dos produtos, maior será a participação relativa de um país em um setor exportador, ou menor o grau de integração dos mercados, maior será a capacidade do produtor fixar preços e, portanto, de variar o *mark-up* em resposta a variações da taxa de câmbio. Os modelos de Dornbusch (1987), Fischer (1989) e Yang (1997) são exemplos da utilização destes argumentos. Alternativamente a esta linha de discussão, são formulados modelos que abordam o tema a partir da suposição de existência de custos de entrada e saída dos mercados, ou modelos em que a participação de mercado é incorporada à função lucros do exportador. São exemplos destes casos os modelos de Dixit (1989) e o modelo de Froot e Klemperer (1989). Nestes modelos o grau de *pass-through* é diferenciado à medida que as variações da taxa de câmbio são distinguidas entre permanentes ou temporárias.

Empiricamente, os modelos teóricos de *exchange rate pass-through* podem ser abrangidos no modelo proposto por Hooper e Mann (1989). Supondo que os exportadores



nacionais do setor  $k$  fixam seus preços em moeda nacional ( $P_k^d$ ) aplicando um *mark-up* sobre os custos marginais de produção,  $C_k^d$ , tem-se:

$$P_k^d = m * C_k^d \quad (7)$$

O preço das exportações em moeda estrangeira é obtido deflacionando-se o preço, em moeda nacional, pela taxa de câmbio  $e_i^d = D\$/I\$, em que D\$ é a moeda doméstica e I\$ é a moeda estrangeira, de modo que:$

$$P_k^E = \frac{P_k^d}{e_i^d} = m * \frac{C_k^d}{e_i^d} = m * C_k \quad (8)$$

Assume-se que o *mark-up* é sensível às pressões concorrenciais de mercado domésticas e externas. Assim, é possível expressá-lo convenientemente da seguinte forma:

$$m = \left[ \frac{e_i^d * P_k^i}{C_k^d} \right]^\alpha [Z]^B \quad (8.a)$$

em que a razão  $(P_k^i / C_k^d)$  expressa o coeficiente de rentabilidade das exportações para o setor  $k$  e  $Z$  é um vetor  $(2 \times 1)$  de variáveis explicativas, sendo  $B$  um vetor  $(1 \times 2)$  de parâmetros. O vetor  $Z$  é composto pelas variáveis do *gap* do produto doméstico,  $G_k^d$  e pela volatilidade da taxa real de câmbio,  $\vartheta_k$ .<sup>3</sup>

Tomando o logaritmo da equação (8) obtém-se a seguinte forma linearizada:

$$p_k^E = \alpha p_k^i + (1 - \alpha)(c^d - e_i^d) + \beta_1 g_k^d + \beta_2 v_k \quad (9)$$

O coeficiente de *pass-through* é igual a  $(\alpha - 1)$ , em que  $0 \leq \alpha \leq 1$ . Assim, se  $\alpha = 1$ , o grau de *pass-through* é igual zero, ou seja, o *mark-up* responde plenamente às pressões concorrenciais internacionais impedindo que as variações cambiais ou de custos sejam

3 A variável representativa de volatilidade foi incluída neste modelo a fim de captar os possíveis efeitos da instabilidade cambial presente no período de 1984 a 1997 sobre os preços das exportações.

repassadas aos preços. Para  $\alpha = 0$  verifica-se o caso absolutamente oposto, isto é, o *mark-up* é insensível às pressões concorrenciais internacionais, sendo as variações cambiais e de custos repassadas integralmente aos preços das exportações. O caso de *pass-through* incompleto é aquele em que  $0 < \alpha < 1$ .

O sinal esperado dos coeficientes de *gap* do produto doméstico, ou seja, a diferença em logaritmo entre o produto efetivo e a respectiva medida de produto potencial,  $g_k^d$ , está relacionada à natureza pró-cíclica, contracíclica ou acíclica do *mark-up* no mercado doméstico, podendo ser positivo, negativo ou nulo, respectivamente. Por fim, o sinal do coeficiente associado  $\vartheta_k$  é ambíguo.<sup>4</sup>

## 2 Análise de séries de tempo

### 2.a Fonte de dados

O conjunto de dados utilizados compreende os índices de preços e custos de exportações, produzidos pela FUNCEX - Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior - com metodologia apresentada, respectivamente, em Guimarães *et alii* (1997) e Guimarães (1995).<sup>5</sup> Os dados de taxa de câmbio nominal foram obtidos por meio do sistema Macrodados da Macrométrica. Os índices de preços de exportações internacionais foram compostos, em parte, pelos índices de preços de exportações de *Commodities* Primárias e Metais não Ferrosos, coletados de diversas edições do *Monthly Bulletin of Statistics* - United Nations (MBS), e em parte pelos índices de preços das importações americanas, produzidos pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS).<sup>6</sup> A correspondência destes índices de preços à classificação

4 Para mais detalhes sobre relação entre a volatilidade da taxa real de câmbio e os preços dos bens transacionados no mercado internacional ver Hooper e Kholhagen (1978) e Dixit (1989).

5 O conjunto de índices de custos foi obtido para o período que se estende do primeiro trimestre de 1985 ao quarto trimestre de 1997. O período referente ao ano de 1984 foi projetado por meio de modelo estrutural, em que são estimados os componentes não observáveis da série, adicionando-se ao modelo a variável explicativa do índice de preços ao atacado IPA - OG produzido pela Fundação Getúlio Vargas.

6 A utilização do índice de preços de importações dos EUA tem como inconveniente a ponderação dada pelo intercâmbio comercial americano, além do fato de ser este um mercado de características particulares que não necessariamente refletem as características de formação de preços a que estão sujeitos os produtos de exportação brasileiros. Contudo, tem como vantagem ser os EUA um dos maiores importadores do mundo, o que não só reduz o efeito da participação relativa do Brasil neste mercado, como também traz informações relevantes sobre os preços das exportações praticados pelos concorrentes internacionais das exportações brasileiras.

dos índices nacionais encontra-se no apêndice. Os indicadores de *gap* dos produtos setoriais domésticos foram obtidos a partir da estimação de modelos estruturais seguindo a metodologia para estimação do produto potencial proposta por Pereira (1986). Utilizaram-se para isto os dados de produção física fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), apresentados na Pesquisa Industrial Mensal, classificados por gênero e por nível 100. A estimativa da variável representativa de volatilidade segue Priestley (1996) e Lima e Ehlers (1997). O período analisado tem início no primeiro trimestre de 1984 e se estende até o quarto trimestre de 1997.

## 2.b Testes de raiz unitária

Foram conduzidos os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (1979), ADF, para as séries de índices de preços de exportações nacionais e internacionais e para as séries de índices de custos. Todas as séries estão denominadas em moeda americana. Os testes de raiz unitária, apresentados na Tabela 1, foram realizados considerando-se os seguintes modelos:

$$(a) \quad y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \gamma t + \sum_{i=2}^d \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$(b) \quad y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^d \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$(c) \quad y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^d \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

A estratégia para a seleção da ordem de defasagem máxima para o teste ADF é sugerida por Campbell e Perron (1991), a partir da definição da ordem de defasagem máxima  $d = 5$ , reduzindo-a progressivamente caso a última defasagem não seja significativa.<sup>7</sup> Os valores críticos para as estatísticas  $\tau$ ,  $\tau_{\mu}$ , e  $\tau_t$  são fornecidos por Mackinnon (1991). A estatísticas F são reportadas em Dickey e Fuller (1981), sendo que para o modelo (a) a hipótese nula conjunta testada é dada por  $H_0: \alpha = \gamma = \rho = 0$ , enquanto para o modelo (b) a hipótese nula conjunta testada é dada por  $H_0: \alpha = \rho = 0$ .<sup>8</sup>

7 Conjuntamente ao processo de redução progressiva foi observada a restrição de ausência de correlação serial dos resíduos.

8 A realização destes testes conjuntos justifica-se em razão do baixo poder dos testes de raiz unitária quando são inseridos termos deterministas no modelo estimado para a realização do teste de raiz unitária.

**Tabela 1**  
**Teste ADF de Raiz Unitária**

Setor		PE			PI			C		
		t-ADF	F-ADF	d	t-ADF	F-ADF	d	t-ADF	F-ADF	d
Extrativa Mineral	a	-2,613	2,449	4	-2,655	2,743	4	-3,438	4,260	1
	b	-2,275	2,777	4	-2,719(*)	3,848	4	-0,612	0,859	3
	c	0,547	--	4	-0,569	--	4	1,140	--	3
Siderurgia	a	-2,849	2,855	1	-2,175	1,702	1	-3,492(*)	4,303	1
	b	-2,000	2,189	1	-1,285	1,003	1	-1,553	1,512	1
	c	0,534	--	1	0,738	--	2	0,713	--	1
Metais não Ferrosos	a	-2,468	2,050	1	-2,576	2,342	2	-3,028	3,183	1
	b	-2,499	3,123	1	-2,624(*)	3,499	2	-1,918	2,011	1
	c	-0,095	--	1	0,155	--	1	0,713	--	1
Máquinas Tratores	a	-3,394(*)	4,833	0	-0,061	2,611	1	-2,938	3,530	1
	b	-0,772	2,336	1	-2,083	3,547	1	-1,161	1,540	1
	c	1,995	--	1	1,539	--	1	1,244	--	1
Veículos	a	-2,159	3,227	1	-3,215(*)	6,227	4	-3,094	3,614	1
	b	-1,245	4,418	2	-3,269(**)	6,349(**)	4	1,504	1,629	1
	c	2,615	--	2	1,174	--	4	0,894	--	1
Peças e Outros Veículos	a	-2,765	2,727	0	-1,604	4,186	3	-3,239(*)	3,949	1
	b	-1,481	1,320	0	-2,917(**)	6,186(**)	3	1,380	1,526	1
	c	0,861	--	3	1,726	--	3	0,984	--	1
Madeira e Mobiliário	a	-3,777(**)	5,167(**)	2	-2,287	3,329	0	-2,914	3,632	1
	b	-1,378	1,453	2	-0,987	3,723	1	-1,197	1,759	1
	c	0,941	--	2	2,495	--	1	1,347	--	1
Celulose Papel e Gráfica	a	-2,873	2,784	1	-3,165	3,352	1	-2,691	2,905	1
	b	-2,801(*)	3,926	1	-2,535	3,232	1	-1,523	1,747	1
	c	-0,187	--	1	0,094	--	1	0,985	--	1
Óleos	a	-3,240(*)	3,756	4	-2,734	2,753	0	-3,335(*)	3,787	1
	b	-2,341	3,028	4	-2,041	2,083	0	-1,947	1,954	1
	c	0,672	--	4	-0,065	--	0	0,346	--	2

Valores críticos de Mackinnon: (a) 1% = -4,14, 5% = -3,50, 10% = -3,18; (b) 1% = -3,56, 5% = -2,92, 10% = -2,60; (c) 1% = -2,61, 5% = -1,95, 10% = -1,62.

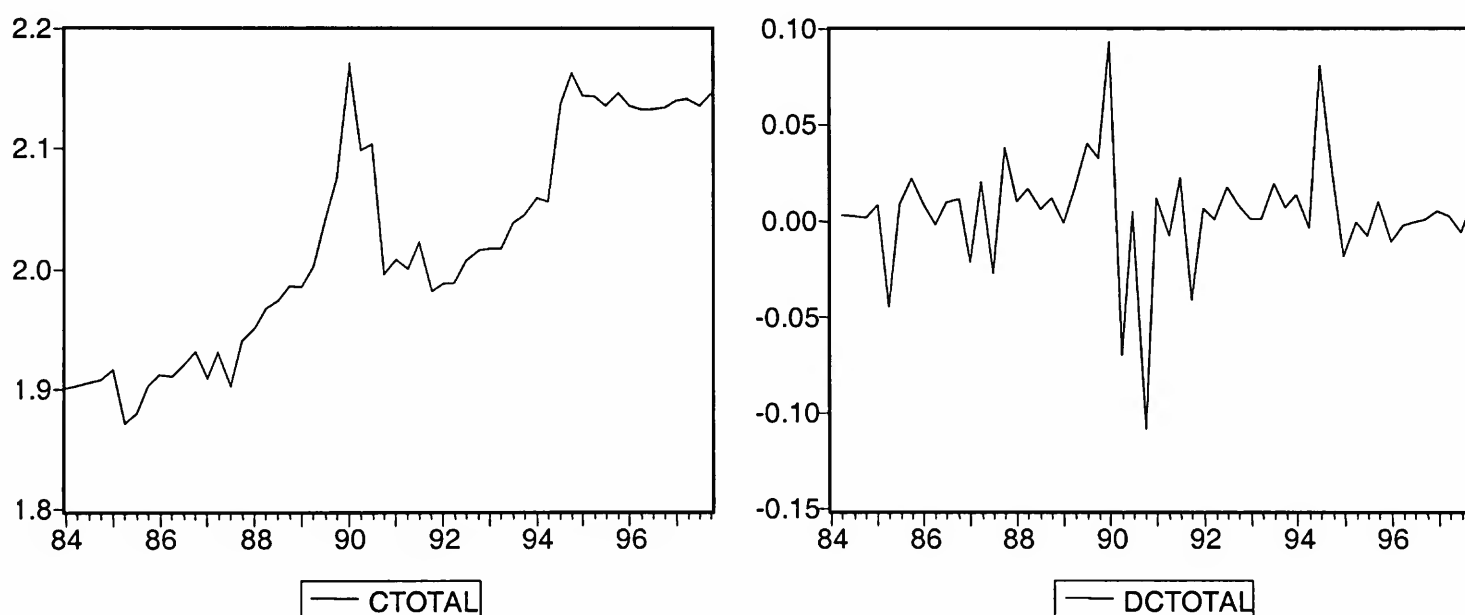
(\*\*\*) = signif. a 1%; (\*\*) = signif. a 5%; (\*) signif. a 10%.

d é o número defasagens utilizado no teste ADF.

Em um nível de significância de 5%, os testes de raiz unitária rejeitaram a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para os índices de preços de exportações internacionais dos setores de Veículos, Peças e Outros Veículos, e para o índice de preços de exportações domésticas do setor de Madeira e Mobiliário.

No que concerne às séries de índices de custos de exportações, estas séries apresentam dois fatores distintos que reduzem o poder dos testes ADF, induzindo-os à não rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária. O primeiro fator seria uma possível quebra estrutural presente na série em razão da estabilização da inflação a partir da introdução do Plano Real em 1994. O segundo fator seria a presença de uma possível informação discrepante no primeiro trimestre de 1990, devido ao atraso cambial verificado com o acirramento do processo inflacionário ao final do governo Sarney e posterior correção deste atraso, com a desvalorização cambial, na introdução do Plano Collor. As características acima descritas podem ser observados no Gráfico 1 para a série de índice de custos para o agregado das exportações, CTOTAL, e para a série da primeira diferença do mesmo índice, DCTOTAL.

**Gráfico 1**  
**Série de Custos para o Agregado das Exportações Brasileiras**



No Apêndice 2, particionando-se as séries em dois subperíodos, tendo o primeiro início no primeiro trimestre de 1984 e final no segundo trimestre de 1994, e o segundo com início no terceiro trimestre de 1994 seguindo até o quarto trimestre de 1997, é apresentado um conjunto de testes de raiz unitária e de cointegração para as séries de índices de custos em

moeda doméstica (Real) e para a série da taxa nominal de câmbio Real/Dólar, que rejeita, para a maioria dos setores analisados, a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para o primeiro subperíodo e demonstra a presença de quebra estrutural nas séries. Estes testes indicam que as séries de índice de custos em moeda americana apresentam uma informação destoante no primeiro trimestre de 1990, seguida de uma quebra estrutural a partir do terceiro trimestre de 1994.

Sendo assim, ainda que os testes de raiz unitária reportados acima informem que as características temporais das séries são comuns, a análise complementar apresentada no Apêndice 2 indica que os resultados dos testes de raiz unitária para as séries de índices de custos são passíveis de questionamento. Enquanto as séries de índices de preços de exportações nacionais e internacionais apresentam resultados que evidenciam sua natureza diferença estacionária, o mesmo não pode ser dito para as séries de índice de custos em dólar.

### 2.c Análise de cointegração

Para a análise de cointegração é utilizado o procedimento de Johansen (1988), que se baseia na estimação por máxima verossimilhança do conjunto  $(n-k)$ , com  $k > 0$ , de relações de cointegração de um vetor  $(n \times 1)$  de variáveis a partir da reparametrização do vetor autorregressivo não restrito:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + e_t \quad (10)$$

em que  $\Pi_i$  é uma matriz  $(n \times n)$  de parâmetros no seguinte vetor de correção de erros (VEC):

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + e_t \quad (11)$$

em que  $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i$  para  $i = 1, \dots, k-1$

$$e \sim N(0, \Sigma), E(e_t e_u) = 0, \text{ para qualquer } u \neq t$$

Dessa forma, a matriz  $\Pi = -\left( I - \sum_{j=1}^k \Pi_j \right)$  define a matriz de longo prazo da solução em

Sendo  $\Pi_j$  uma matriz ( $n \times n$ ), esta matriz pode ser expressa da seguinte forma:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (12)$$

em que  $\beta$  é a matriz ( $n \times r$ ) de parâmetros cointegrantes e  $\alpha$  é a matriz ( $n \times r$ ) de pesos com o qual cada vetor cointegrante associa-se a cada equação do modelo VEC. Para que  $\beta' X_{t-j} \sim I(0)$ , sendo  $X_t \sim I(1)$ , as colunas de  $\beta$  devem ser constituídas por  $r$  vetores de parâmetros cointegrantes, sendo  $r < n$ . Portanto, o *rank* de  $\Pi$  determina o número de vetores cointegrantes existentes. Assim, se *rank*  $\Pi = 0$ , as variáveis não são cointegradas, ainda que não estacionárias; se *rank*  $\Pi = n-k$ , com  $k > 0$ , existem  $n-k$  relações de cointegração; e se *rank*  $\Pi = n$ , as variáveis são estacionárias.<sup>9</sup>

O número de vetores cointegrantes distintos pode ser obtido por meio da decomposição espectral da matriz  $\Pi$ , checando-se a significância de suas raízes características. Ordenando-se as  $n$  raízes características da matriz  $\Pi$ ,  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ , são propostos dois testes de razão de verossimilhança (teste LR) com base na significância dos autovalores estimados  $\hat{\lambda}_i$ . O primeiro teste produz a estatística do traço,  $\lambda_{\text{traço}}$ , em que a hipótese nula é de que o número de vetores cointegrantes é igual a  $r$ , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores cointegrantes é maior que  $r$ . O segundo teste produz a estatística do máximo autovalor,  $\lambda_{\text{max}}$ , em que a hipótese nula é de que existem  $r$  relações de cointegração, contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  relações de cointegração. É possível também testar a imposição de  $s$  restrições sobre os vetores das matrizes  $\alpha$  e  $\beta$ , o que produziria  $n$  raízes características estimadas  $\hat{\lambda}_i^*$ . Para isso, novamente são estimadas razões de verossimilhança baseadas na diferença entre os autovalores  $\hat{\lambda}_i$  e  $\hat{\lambda}_i^*$ .<sup>10</sup>

No Apêndice 2 são também apresentados resultados que indicam a inconveniência da análise de cointegração para todo o conjunto de variáveis selecionadas.<sup>11</sup> De acordo com estes

9 A relação entre o *rank* da matriz e o número de vetores cointegrantes pode ser observada diretamente por meio de qualquer forma de representação para um sistema cointegrado. Para mais esclarecimentos, ver Hamilton (1994, cap. 19).

10 A razão de verossimilhança, LR( $n-r$ ), definida pelas estatísticas do traço do autovalor máximo, possui distribuição assintótica não padrão, derivada a partir da teoria do movimento browniano, enquanto que os testes LR ( $n-s$ ) para restrições sobre as matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  possuem distribuição qui-quadrado convencional.

11 É importante lembrar que a variável de *gap* do produto e a variável representativa de volatilidade são estacionárias por definição, não sendo, portanto, incluídas nas estimativas dos vetores cointegrantes.

resultados, salvo para os setores Siderurgia e Madeira e Mobiliário, a análise de cointegração deve-se restringir apenas às relações entre os preços domésticos e internacionais de exportação. Sendo assim, foi estimado para os setores Siderurgia e Madeira e Mobiliário o vetor de longo prazo  $\beta_1 p_k^E + \beta_2 p_k^i + \beta_3 c_k^E$ . Já para os demais setores analisados o vetor de longo prazo estimado é dado por  $\beta_1 p_k^E + \beta_2 p_k^i$ , em que  $p_k^E$  e  $p_k^i$  são os índices de preços de exportação nacional e internacional do setor  $k$ , e  $c_k^E$  é o índice de custos de exportação do setor  $k$ .

Os resultados apresentados na Tabela 2 demonstram a dificuldade da condução deste tipo de análise em amostras finitas, onde é notada a presença de *outliers*.<sup>12</sup> Para os setores de Metais não Ferrosos, Celulose, Papel e Gráfica, Máquinas e Tratores e Veículos, os resultados demonstraram-se ambíguos no que concerne aos valores das estatísticas de traço e do máximo autovalor. Particularmente no caso dos setores de Metais não Ferrosos e Óleos os gráficos dos autovalores estimados recursivamente, descritos em Kannebley Jr. (1999), demonstram que os resultados dos testes de cointegração para estes setores são distorcidos em razão da instabilidade presente nos autovalores estimados. No caso do setor Extrativo Mineral é possível observar que a quebra estrutural ocorre em um único período, 1986:4, permitindo que a análise de cointegração realizada, tomando o quarto trimestre de 1986 como ponto inicial, rejeitasse a hipótese nula de ausência de cointegração, conforme apresentado na Tabela 2. Com relação ao setor Metais não Ferrosos e Óleos, os vetores cointegrantes estimados apresentam valores para os coeficientes estimados  $\hat{\beta}_2$  igual a -0,52 e -1,52, respectivamente. Em função da instabilidade dos autovalores associados a estes autovetores de cointegração, estes coeficientes do vetor de cointegração não devem expressar de modo confiável a relação de longo prazo entre os preços de exportação destes setores.

Ademais, a hipótese nula de ausência de cointegração foi rejeitada, a um nível de significância de 5%, para os setores Extrativa Mineral, Siderurgia, Madeira e Mobiliário e Óleos. Para o setor de Peças e Outros Veículos é rejeitada a um nível de significância de 5% a hipótese de que as variáveis sejam não estacionárias.

Como é possível notar na Tabela 2, o vetor de longo prazo estimado para o setor de Siderurgia apresenta a soma dos coeficientes associados às variáveis de índices de preços internacionais e índices de custos superior a um em termos absolutos. Por outro lado, para o

12 Com exceção do sistema estimado para o setor de Veículos, todos os demais sistemas produziram resíduos para os quais as hipóteses de ausência de autocorrelação e normalidade não foram rejeitadas a um nível de significância de 5%. Para isto, em alguns casos foram incluídas de modo irrestrito variáveis *dummies*.



setor de Madeira e Mobiliário o coeficiente associado à variável índice de custos é próximo de zero. Em razão do alto valor estimado para os coeficientes estimados para as séries de índices de preços internacionais e das características relativamente homogêneas dos bens produzidos nestes setores foi testada a hipótese de que a fixação de preços nestes setores seja determinada segundo a lei do preço único. Adicionalmente, levando em consideração também as características relativamente homogêneas dos bens produzidos no setor de Celulose, Papel e Gráfica, além dos resultados para os testes de raiz unitária para as variáveis e o respectivo vetor de longo prazo estimado na análise de cointegração, resolveu-se incluir este setor na análise de cointegração restrita.

**Tabela 2**  
**Análise de Cointegração**

Setor	H <sub>0</sub>	$\lambda_{\text{traço}}$	95%	$\lambda_{\text{max}}$	95%	vetor cointegr.
Extrativa Mineral (1986:4 a 1997:4)	r = 0	18,27	15,4	18,27	14,1	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	0,002	3,8	0,002	3,8	$\beta_2 = -1,29$
Siderurgia	r = 0	42.99	29.7	32.57	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	10.42	15.4	8.57	14.1	$\beta_2 = -0.93$
	r = 2	1.85	3.8	1.85	3.8	$\beta_3 = -0.11$
Metais não Ferrosos	r = 0	21,48	15,4	13,84	14,1	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	7,64	3,8	7,64	3,8	$\beta_2 = -0,52$
Máquinas e Tratores	r = 0	17,63	15,4	12,38	14,1	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	5,25	3,8	5,25	3,8	$\beta_2 = -0,70$
Veículos	r = 0	23,38	15,4	12,92	14,1	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	10,46	3,8	10,46	3,8	$\beta_2 = -1,22$
Peças e Outros Veículos	r = 0	25,91	15,4	18,00	14,1	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	7,91	3,8	7,91	3,8	$\beta_2 = -0,54$
Madeira e Mobiliário	r = 0	47,99	29,7	34,10	21,0	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	13,89	15,4	10,47	14,1	$\beta_2 = -0,80$
	r = 2	3,42	3,8	3,42	3,8	$\beta_3 = -0,089$
Celulose, Papel e Gráfica	r = 0	14,87	12,5	10,9	11,4	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	3,96	3,8	3,96	3,8	$\beta_2 = -1,00$
Óleos	r = 0	16,07	15,4	12,43	14,1	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	3,64	3,8	3,64	3,8	$\beta_2 = -1,52$

A Tabela 3 apresenta os resultados da análise de cointegração restrita, em que são testadas a validade da lei do preço único e a hipótese de exogeneidade fraca dos preços de exportação internacionais.<sup>13</sup> Para os setores de Celulose, Papel e Gráfica, Extrativa Mineral, Madeira e Mobiliário e Siderurgia a hipótese de validade da lei do preço único não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%.<sup>14</sup> Com exceção do índice de preços do setor Madeira e Mobiliário, e dos índices de custos de Siderurgia e Madeira e Mobiliário, a hipótese de exogeneidade fraca foi rejeitada para os demais setores.

**Tabela 3**  
**Análise de Cointegração Restrita**

Setor	Hip. Nula	Teste LR	Prob.
Celulose, Papel e Gráfica	$\beta_1 = 1; \beta_2 = -1$	0.903	0,342
	$\alpha_{pi} = 0$	6.464	0,011
Extrativa Mineral (1986:4 a 1997:4)	$\beta_1 = 1; \beta_2 = -1$	3,632	0,057
	$\alpha_{pi} = 0$	12,616	0,000
Madeira e Mobiliário	$\beta_1 = 1; \beta_2 = -1, \beta_3 = 0$	1,426	0,490
	$\alpha_{pi} = 0, \alpha_c = 0$	2.566	0,277
Óleos	$\beta_1 = 1; \beta_2 = -1$	4,549	0.033
	$\alpha_{pi} = 0$	8.316	0.004
Siderurgia	$\beta_1 = 1; \beta_2 = -1, \beta_3 = 0$	5.505	0,067
	$\alpha_{pi} = 0, \alpha_c = 0$	8.456	0,001
	$\alpha_{pi} = 0$	7,413	0,007
	$\alpha_c = 0$	1.077	0,299

Dessa forma, a despeito das dificuldades na condução da análise de cointegração, em razão da presença de *outliers*, a análise de cointegração restrita apresentou resultados elucidativos no que diz respeito à estimativa para o grau de *pass-through* de longo prazo para quatro setores analisados, bem como para a definição das formas funcionais para as equações de preços dos cinco setores analisados.

13 O conceito de exogeneidade fraca é requerido para a consecução de inferência eficiente (estimação e testes de hipóteses) em um modelo condicional.

14 É importante notar que este resultado refere-se à denominação dos preços de exportações em moeda americana, não incorporando os possíveis desvios com relação ao movimento de longo prazo dos preços internacionais quando denominados em outras moedas internacionais que não o dólar.

### 3 Metodologia de modelagem

Assumindo-se o desconhecimento do verdadeiro processo gerador de dados, DGP, adota-se uma estratégia de busca progressiva para representações estatisticamente adequadas. Esta estratégia compreende um processo de redução, a partir de um modelo geral, que procura respeitar as condições para a obtenção de um modelo congruente.

A especificação dinâmica geral para a equação (9) é um modelo de defasagens distribuídas de ordem 4 para a variável dependente e para as variáveis explicativas, ADL(4,4). A definição da ordem de truncagem 4 para a especificação geral foi definida a fim de preservar os graus de liberdade para a estimação do modelo inicial, levando-se em conta que as variáveis selecionadas já estão dessazonalizadas, não necessitando, então, da inclusão de uma quinta defasagem.<sup>15</sup> Ou seja:

$$A(L)p_{t,k} = B(L)x_{t,k} \quad (13)$$

em que  $x_{t,k} = [ p_{t,k}^i, c_{t,k}^d, g_{t,k}^d, \vartheta_{t,k} ]$

$$A(L) = (1 - a_1 L - a_2 L^2 - a_3 L^3 - a_4 L^4)$$

$$B(L) = (b_{0,j} + b_{1,j} L + b_{2,j} L^2 + b_{3,j} L^3 + b_{4,j} L^4)$$

$L$  é o operador de defasagens  
 $j$  é um índice para a variável explicativa.

A utilização do modelo ADL justifica-se em função da sua capacidade de incorporar, de modo não restrito, a dependência temporal das variáveis, além de permitir reparametrizações quase-ortogonais.<sup>16</sup>

Segundo Granger (1990), os modelos ADL são equações equilibradas na medida em que evitam a obtenção de resultados espúrios em função da não estacionariedade das variáveis e permitem a reparametrização na forma de variáveis estacionárias.<sup>17</sup>

15 Para mais detalhes, ver Charemza e Deadman (1992)

16 A menção à restrição sobre a dependência temporal diz respeito ao problema de fator comum. Para mais informações, ver, entre outros, Hendry (1995)

17 Hamilton (1994, p. 561) argumenta que com a inclusão de variáveis dependentes e independentes defasadas, gerando o seguinte modelo ADL  $y_t = \alpha + \beta Z_t + \gamma y_{t-1} + \delta Z_{t-1} + \mu_t$ , as estimativas por OLS desta equação produzem estimativas consistentes de todos os parâmetros de interesse. Os coeficientes estimados convergem individualmente à taxa  $\sqrt{T}$ , em que  $T$  é o tamanho da amostra, para a distribuição Gaussiana e os testes  $t$  das hipóteses de que  $\gamma=0$  e  $\delta=0$  são assintoticamente distribuídos como  $N(0,1)$ . Entretanto, o teste  $F$  para a hipótese conjunta de que  $\gamma=\delta=0$  não possui distribuição limite padrão.

Adicionalmente, a adoção de um modelo ADL que contém os modelos rivais permite, por meio de sua redução, que se obtenha um modelo que parcimoniosamente contenha os modelos rivais, evitando, assim, a incorrência no problema de omissão de variáveis relevantes.<sup>18</sup>

A partir do modelo geral (9), são obtidas formas funcionais finais por meio de reduções sucessivas, direcionadas por testes F, pelo critério de informação de Schwarz<sup>19</sup> e por meio de reparametrizações quase-ortogonais. A definição da forma funcional também é determinada em função das características temporais das séries reportadas acima pelos testes de raiz unitária e pela análise de cointegração.

São conduzidos testes de diagnóstico contemplando as hipóteses de ausência de autocorrelação serial (AR1-4), ausência de heterocedasticidade auto-regressiva (ARCH-4), homocedasticidade (HET, HET2), normalidade (NORM) e de adequação da forma funcional linear (RESET).<sup>20</sup>

Adicionalmente, para a estimação de um modelo univariado assume-se que o vetor  $Z_t$  seja composto por variáveis fracamente exógenas com relação aos parâmetros de interesse. Sendo assim, devem ser conduzidos testes de exogeneidade fraca a fim de validar o modelo condicional adotado. Os testes para exogeneidade fraca, empregados neste trabalho, são os testes de especificação de Hausman (1978), (HT), e do número de vetores cointegrantes proposto por Hendry e Mizon (1990)<sup>21,22</sup>

---

18 Ver em Hendry (1995, p. 511) o caso de “*parsimoniously encompassing*”

19 Este procedimento é padronizado no software PCGIVE 9.0 pelo comando *PROGRESS*. Em função da longa extensão destes testes, eles deixaram de ser reportados a fim de poupar espaço e facilitar a leitura.

20 Os testes para autocorrelação serial e heterocedasticidade auto-regressiva são testes de multiplicador de Lagrange (LM). Os testes para heterocedasticidade são aqueles propostos por White (1980) e o teste para a forma funcional é o teste de Ramsey (1969). Para mais informações, ver Hendry e Doornik (1996, cap. 22).

21 Os testes do número de vetores cointegrantes referem-se à análise de cointegração restrita reportada acima. Para mais informações sobre os conceitos de exogeneidade e os respectivos testes ver, entre outros, Engle *et alii* (1983), Nakane (1994) e Charemza e Deadman (1992).

22 A definição de um modelo estatisticamente adequado requer que os parâmetros estimados do modelo sejam constantes. A fim de testar este pressuposto são conduzidos variantes do teste de Chow (1960). Em Kannebley Jr. (1999) são apresentados gráficos relativos à soma dos quadrados recursivos (RSS), inovações padronizadas, resíduos um passo a frente, testes de Chow 1 passo (*Nup 1 step Chow*), testes de Chow para pontos de quebra (*Ndown Chow*) e testes de Chow de previsão (*Nup Chow*). Estes gráficos não são reportados aqui por questões de espaço.

### 3.a Resultados

As estimativas parcimoniosas finais das equações de preços de exportação são reportadas na Tabela 4, juntamente com os testes de diagnóstico e o teste de Hausman (1978).<sup>23</sup> Para os setores de Veículos, Peças e Outros Veículos e Óleos foram estimadas formas quase-ortogonais obtidas por meio de reduções a partir do modelo geral. Já nas equações para os setores de Máquinas e Tratores e Metais não Ferrosos as variáveis incluídas estão na primeira diferença.<sup>24</sup> Para os demais setores o termo de correção utilizado é o vetor de longo prazo estimado na análise de cointegração acima. Optou-se pela inclusão de variáveis *dummies* em casos em que a inadequação estatística do modelo linear é provocada pela presença de *outliers* nas séries. Esta opção foi adotada a fim de se evitar incorrer no problema de omissão de variável relevante.<sup>25</sup> As especificações apresentadas são estatisticamente adequadas conforme demonstram os testes de diagnósticos, os testes de exogeneidade e de estabilidade.

---

23 Com relação aos testes de exogeneidade fraca acima apresentados, é importante notar que em nenhum dos modelos estimados a variável dependente está condicionada à variável no tempo corrente quando esta não é considerada fracamente exógena. No entanto, a estimação por OLS de modelos univariados, ao invés de modelos multivariados estimados por MLE, justifica-se em razão do baixo ganho de eficiência destes modelos quando o conjunto de regressores não difere de modo sensível. Para mais detalhes, ver Judge *et alii* (1988, p. 452).

24 Em outra equação estimada para o setor de Metais não Ferrosos foi obtida uma forma funcional quase-ortogonal, em que estavam incluídas as variáveis em níveis dos índices de preços de exportação nacional e internacional. Entretanto, a estimação recursiva dos coeficientes associados a estas variáveis demonstrou-se instável e significante estatisticamente somente a partir dos anos 90. Este resultado vai ao encontro de resultado obtido na análise de cointegração acima apresentada. Em termos econômicos uma possível explicação para esta instabilidade desta relação é dada por Britto (1993), ao destacar que a entrada de novos produtos levou os preços do alumínio a serem definidos não mais em função dos custos marginais de produção das firmas líderes, mas de acordo com flutuações sazonais do mercado *spot* do metal.

25 Ainda que não se tenha pleno conhecimento do fator causador da possível distorção pontual na série, a desconsideração deste fato pode levar ao viés nos coeficientes estimados de outras variáveis incluídas no modelo, bem como alteração da forma funcional. É notório nas séries de índices de preços nacionais a presença de *outliers* no primeiro trimestre de 1993.

**Tabela 4**  
**Equações Estimadas - 1984/1 a 1997/4**

<p><b>(1) Extrativa Mineral*</b></p> $\Delta p_t^E = 0,228^* \Delta p_{t-1}^E + 0,262^* \Delta p_{t-4}^E - 0,095^*(p^E - p^I)_{t-1} - 0,167^* \Delta c_t + 0,179^* \Delta c_{t-1} + 0,029^* d19892$ <p style="text-align: center;">(2,71) (2,92) (-2,17) (-3,77) (3,77) (4,24)</p> $- 0,034^* d19921 - 0,020^* d19931$ <p style="text-align: center;">(-4,87) (-2,60)</p> <p>R<sup>2</sup> = 0,761 SE = 0,068 D.W. = 2,38 AR 1-4 = 0,8554 ARCH-4 = 0,8554 NORM = 0,0960 HET. = 0,5081 RESET = 0,0016 HT = 2,491</p>
<p><b>(2) Siderurgia</b></p> $\Delta p_t^E = 0,567^* \Delta p_{t-1}^E - 0,516^*(p^E - p^I)_{t-1} + 0,010^* gap_t - 0,036^* d19931$ <p style="text-align: center;">(6,62) (6,87) (5,53) (-3,54)</p> <p>R<sup>2</sup> = 0,649 SE = 0,01017 D.W. = 2,01 AR 1-4 = 0,4681 ARCH-4 = 1,006 NORM = 0,1508 HET. = 0,5922 HET2 = 0,71644 RESET = 0,1269 HT = 0,640</p>
<p><b>(3) Metais não Ferrosos</b></p> $\Delta p_t^E = 0,361^* \Delta p_{t-1}^I + 0,396^* \Delta p_{t-4}^I - 0,062^* d19914$ <p style="text-align: center;">(5,38) (5,88) (-3,75)</p> <p>R<sup>2</sup> = 0,682 SE = 0,0164 D.W. = 1,90 AR 1-4 = 0,6997 ARCH-4 = 0,9903 NORM = 0,2822 HET. = 1,6256 HET2 = 1,8086 RESET = 0,1344</p>
<p><b>(4) Máquinas e Tratores</b></p> $\Delta p_t^E = -0,419^* \Delta p_{t-1}^E + 0,247^* \Delta p_{t-2}^E + 0,892^* \Delta p_{t-2}^I + 0,286^* \Delta c_{t-1} + 0,255^* \Delta c_{t-3} + 0,087^* d19931$ <p style="text-align: center;">(-3,87) (-2,21) (3,38) (3,08) (2,77) (-5,47)</p> <p>R<sup>2</sup> = 0,547 SE = 0,0154 D.W. = 2,04 AR 1-4 = 0,9551 ARCH-4 = 0,9110 NORM = 1,6529 HET. = 1,0838 HET2 = 0,6934 RESET = 0,2776</p>
<p><b>(5) Veículos</b></p> $\Delta p_t^E = 0,406 - 1,607^* \Delta p_{t-1}^I + 1,229^* \Delta p_{t-2}^I - 1,300^* \Delta p_{t-2}^E + 0,765^* p_{t-1}^E + 0,964^* p_{t-1}^I + 0,084^* volat_{t-2}$ <p style="text-align: center;">(-4,20) (-3,36) (-2,80) (-2,72) (-7,11) (6,77) (2,77)</p> $+ 0,098^* d19863 - 0,047^* d19863_{t-1} + 0,059^* d19863_{t-2} - 0,078^* d19931$ <p style="text-align: center;">(6,09) (-2,82) (3,86) (-5,37)</p> <p>R<sup>2</sup> = 0,871 SE = 0,0133 D.W. = 1,99 AR 1-4 = 0,2510 ARCH-4 = 0,6218 NORM = 0,3588 HET. = 1,0893 RESET = 0,6720</p>
<p><b>(6) Peças e Outros Veículos</b></p> $\Delta p_t^E = 0,339^* \Delta p_{t-1}^E + 1,661^* \Delta p_{t-1}^I - 0,153^* p_{t-1}^E + 0,148^* c_{t-1} + 0,136^* d19931$ <p style="text-align: center;">(-2,97) (3,21) (-3,46) (3,49) (-5,96)</p> <p>R<sup>2</sup> = 0,537 SE = 0,0213 D.W. = 2,29 AR 1-4 = 0,8054 ARCH-4 = 0,4198 NORM = 1,735 HET. = 0,3756 HET2 = 0,5451 RESET = 0,3358</p>
<p><b>(7) Madeira e Mobiliário</b></p> $\Delta p_t^E = 0,138 + 0,429^* \Delta p_{t-2}^E + 0,266^* \Delta p_{t-3}^E + 0,275^* \Delta p_{t-1}^I + 0,220^* \Delta p_{t-2}^I - 0,345^*(p^E - p^I)_{t-2}$ <p style="text-align: center;">(7,51) (4,95) (2,82) (2,14) (1,87) (-7,39)</p> $- 0,037^* d19911 + 0,078^* d19941$ <p style="text-align: center;">(-3,27) (-7,03)</p> <p>R<sup>2</sup> = 0,700 SE = 0,0143 D.W. = 2,22 AR 1-4 = 1,3594 ARCH-4 = 0,5565 NORM = 3,2815 HET. = 0,5502 HET2 = 0,4641 RESET = 1,0083</p>
<p><b>(8) Celulose, Papel e Gráfica</b></p> $\Delta p_t^E = 1,745^* \Delta p_{t-1}^I + 0,653^* \Delta p_{t-2}^I - 0,226^*(p^E - p^I)_{t-2} + 0,226^* \Delta c_{t-1} - 0,037^* d19931 + 0,079^* d19961$ <p style="text-align: center;">(9,48) (-2,94) (-2,57) (2,27) (-2,95) (-3,82)</p> <p>R<sup>2</sup> = 0,768 SE = 0,0204 D.W. = 1,82 AR 1-4 = 0,8548 ARCH-4 = 1,1619 NORM = 1,8241 HET. = 1,6941 HET2 = 1,4443 RESET = 0,1644</p>
<p><b>(9) Óleos</b></p> $\Delta p_t^E = 0,271 + 0,441^* \Delta p_{t-1}^E + 0,386^* \Delta p_{t-4}^E + 0,211^* \Delta p_{t-1}^I + 0,201^* \Delta p_{t-3}^I - 0,288^* \Delta p_{t-4}^I$ <p style="text-align: center;">(2,21) (3,54) (3,27) (1,91) (1,98) (-4,03)</p> $- 0,370^* p_{t-1}^E + 0,236^* p_{t-1}^I$

A estatística NORM é distribuída segundo uma qui-quadrado, as demais estatísticas são baseadas na distribuição F  
 ✦ estimada para o período de 1986-4 a 1997-4.

Os resultados de *exchange rate pass-through* estão sumariados no Quadro 1. No longo prazo somente o setor de Peças e Outros Veículos é capaz de repassar as variações cambiais aos preços com uma elasticidade de 0,97. Para os demais setores analisados, inclusive o setor de veículos, o grau de *pass-through* de longo prazo é nulo.<sup>26</sup> Já no curto prazo, dois setores têm um grau de *pass-through* diferente de zero. Para os demais setores a fixação de preços no curto prazo segue as variações de preços verificadas no mercado internacional.

**Quadro 1**  
**Estimativas do Grau de *Exchange Rate Pass-Through***

Setor	Longo Prazo	Curto Prazo
Extrativa Mineral	Nulo	Nulo
Metais não Ferrosos		Nulo
Siderurgia	Nulo	Nulo
Máquinas e Tratores		0.324
Veículos	Nulo	Nulo
Peças e Outros Veículos	0,967	Nulo
Madeira e Mobiliário	Nulo	Nulo
Celulose, Papel e Gráfica	Nulo	0,226
Óleos	Nulo	Nulo

## Considerações finais

Este trabalho apresenta estimativas de *exchange rate pass-through* tanto de longo como de curto prazo para nove setores exportadores nacionais. Anteriormente às estimações dos modelos finais foi apresentado um conjunto de testes de raiz unitária e de cointegração demonstrando que as características temporais das séries de preços de exportações nacionais e internacionais são distintas das características temporais das séries de índices de custos das exportações nacionais para maioria dos setores analisados. Estes testes sugerem que a recuperação dos indicadores de rentabilidade dos setores exportadores pode ser alcançada

26 Uma provável explicação para este fato seria a baixa competitividade do produto exportado nacional no que se refere à sua capacidade de diferenciação com relação aos competidores internacionais. Buarque de Hollanda Filho (1996) faz uma análise das estratégias de exportação do setor, em que destaca que entre as possíveis causas para o fracasso da expansão das vendas externas nos 80 estavam a desatualização do produto, além de altos custos associados à baixa produtividade, reduzida escala de produção e mudanças na estratégia global das montadoras.

por meio de desvalorizações da taxa nominal de câmbio. Este resultado é complementado pelas análises de cointegração não restrita e restrita, que apontam para a existência de uma relação de longo prazo entre os índices de preços de exportação nacionais e internacionais para cinco setores exportadores.

As equações de preços de seis setores exportadores reportam estimativas de um grau de *pass-through* nulo de longo prazo. No curto prazo, sete setores exportadores apresentam estimativas de um grau de *pass-through* nulo, enquanto que em dois setores o grau de *pass-through* é incompleto. Somente para o setor de Peças e Outros Veículos foi possível estimar um grau de *exchange rate pass-through* de longo prazo não nulo.

No que diz respeito à capacidade de formação de preços no mercado internacional, os resultados indicam que a diferenciação do produto é relativamente mais importante do que a parcela de mercado detida pelo país exportador. Esta conclusão se deve ao fato de que em diversos setores, como, por exemplo, Siderurgia, Extrativa Mineral e Celulose, Papel e Gráfica, em que o Brasil figura entre os principais exportadores do mundo, verifica-se a validade da lei do preço único. Contudo, este argumento deve ser considerado com as devidas precauções, em primeiro lugar, devido ao fato dos resultados da análise de cointegração, para os setores de Siderurgia e Madeira e Mobiliário, apresentarem nas estimativas dos vetores de longo prazo a variável de custos e, em segundo lugar, em virtude desta análise ter sido realizada no nível setorial e não no nível do produto.

## Apêndice 1

### Quadro. A.1 Índices de Preços Internacionais

Setor	Nomenclatura Correspondente	Fonte	Classificação
Extrativa Mineral	Minerals excluding crude petroleum	MBS	
Siderurgia	Iron & Steel	LBS	SITC
Metalurgia não Ferrosos	Non-ferrous base metals	MBS	
Máquinas e Tratores	Non-eletrical machinery , tools and mechanical apparatus	LBS	SITC
Veículos Automotores	Road vehicles <sup>27</sup>	LBS	SITC
Peças e Outros Veículos	Non-apta engines, parts, and bodies and chassis	LBS	End Use
Madeira e Mobiliário	Cork and Wood, Cork and Wood manufcts. e Furniture and parts thereof	LBS	SITC
Celulose, Papel e Gráfica	Pulp and Waste paper e Paper , paperboard, and articles thereof	LBS	SITC
Óleos Vegetais	Soybeans & other oil seeds <sup>28</sup>	LBS	End Use

27 Quanto à escolha deste índice deve ser esclarecido que tal item inclui importações de Partes e Acessórios de Veículos, correspondendo a apenas 20,02 % da composição do índice.

28 Diferentemente dos demais índices, este índice de preços de exportação do setor Óleos corresponde ao índice de preços de exportações dos EUA para este setor.



## Apêndice 2

É apresentado na Tabela A.1 a estimação do vetor de longo prazo  $\beta_1 p_k^E + \beta_2 p_k^i + \beta_3 c_k^E$  para os nove setores analisados, em que  $p_k^E$  e  $p_k^i$  são os índices de preços de exportação nacional e internacional do setor  $k$ , e  $c_k^E$  é o índice de custos de exportação do setor  $k$ . Como é possível observar na Tabela A.1, em cinco dos nove setores analisados os vetores de longo prazo estimados têm os coeficientes  $\beta_3$  associado às variáveis de índice custos setoriais, com sinal positivo, ao invés de negativo. Ademais, para os setores Metais não Ferrosos, Máquinas e Tratores e Peças e Outros Veículos os testes de cointegração apresentaram resultados ambíguos no que concerne à comparação entre as estatísticas do traço e do máximo autovalor. Para o setor de Extrativa Mineral não foi rejeitada, a um nível de significância de 5%, a hipótese nula de ausência de relação de cointegração entre as variáveis. Para os setores de Siderurgia, Madeira e Mobiliário, Celulose, Papel e Gráfica, e Óleos esta hipótese foi rejeitada a um nível de significância de 5%. Contudo, somente para os setores de Siderurgia e Madeira e Mobiliário os coeficientes associados à variável de custos são teoricamente plausíveis. Para o setor Veículos as variáveis são consideradas estacionárias e o coeficiente  $\beta_3$  possui valor próximo de zero.<sup>29</sup>

Estes resultados demonstram que em alguns casos, possivelmente em razão das variáveis de índice de custos apresentarem uma informação aberrante e quebra estrutural em pontos distintos das séries, a inclusão destas variáveis distorce as estimações das relações de longo prazo apresentadas acima. Para este conjunto de séries, portanto, são questionáveis os resultados dos testes de raiz unitária, dada a perda de poder dos testes na presença de quebras estruturais e *outliers*.<sup>30</sup>

O Gráfico A.1, em que são apresentadas as séries de índices de custos totais para as exportações em moeda doméstica (RCTOTAL) e da taxa nominal de câmbio nominal Real/Dólar (TXRUS), ilustra com mais clareza a presença da quebra estrutural, após a estabilização no terceiro trimestre de 1994, e o comportamento similar entre as mesmas séries em suas primeiras diferenças. Esta quebra reflete-se na estabilização dos índices de custos setoriais em moeda americana após o segundo trimestre de 1994. A fim de justificar essa argumentação será conduzido um conjunto de testes que tem o objetivo de demonstrar que as séries de índices de custos setoriais em moeda americana são caracterizadas, alternativamente, como séries tendência estacionária com a presença de *break* estrutural em julho de 1994.<sup>31</sup>

29 Salvo para o setor Veículos, nas estimações para os demais setores não foram rejeitadas as hipóteses nulas de normalidade e ausência de correlação serial dos resíduos a um nível de significância de 5%. Para o setor Veículos, a ausência de normalidade dos resíduos encontra-se na equação de custos.

30 Para mais informações ver, entre outros, Campbell e Perron (1991) ou Perron (1994).

31 Esta análise somente é realizada em razão da incapacidade dos testes usuais com a presença de *breaks* endógenos não serem capazes de abranger o tipo de combinação entre informação destoante e quebra estrutural apresentadas nas séries de índices de custos em moeda estrangeira.

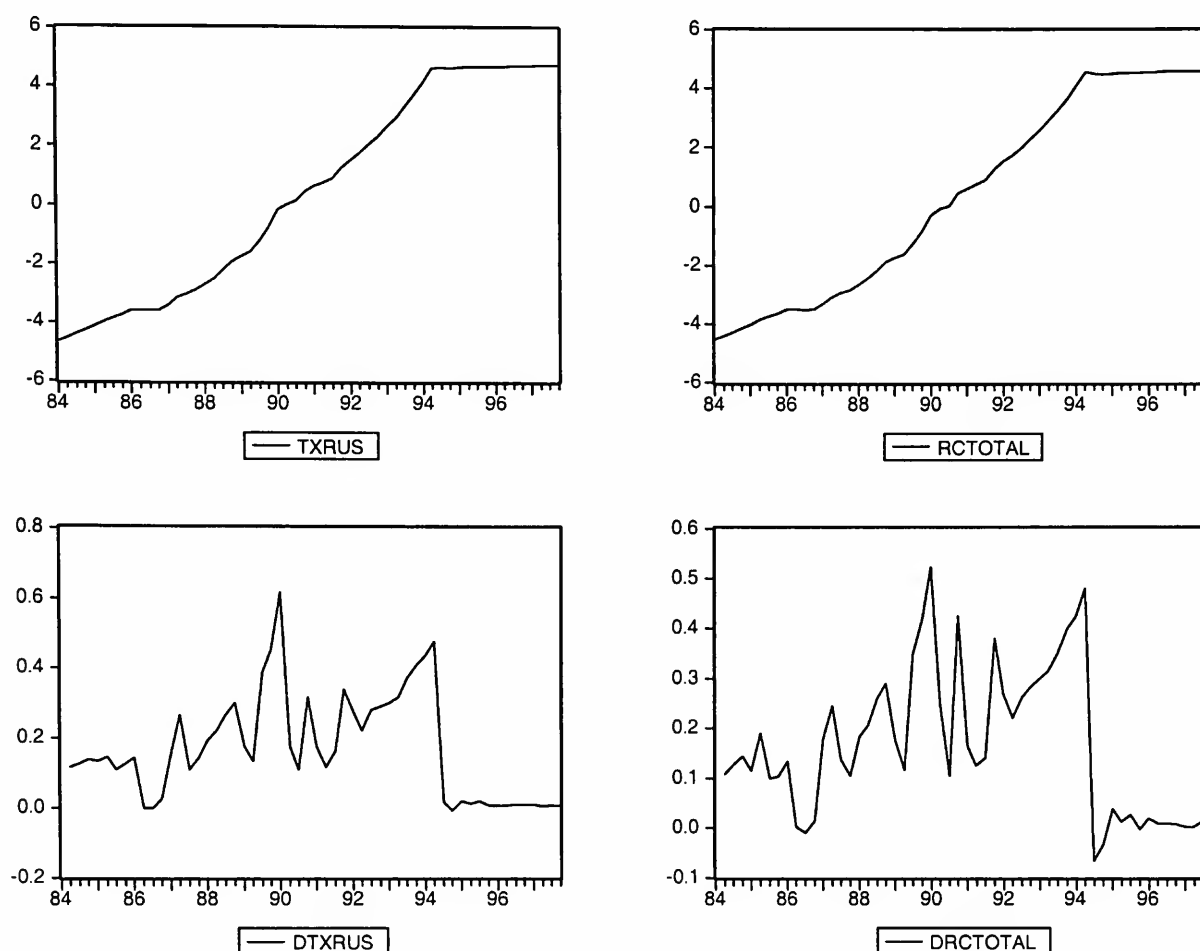
Assim, como primeira etapa da análise é apresentado na Tabela A.2 um conjunto de testes de raiz unitária ADF para as séries dos índices de custos setoriais em moeda americana.<sup>32</sup> Estes testes demonstram que a hipótese de existência de raiz unitária para o segundo subperíodo é rejeitada a um nível de significância de 5%, em seis setores, e a um nível de significância de 10%, em oito setores. Com exceção do setor de Siderurgia, estes resultados corroboram a hipótese de quebra estrutural após o segundo trimestre de 1994.

**Tabela A.1**  
**Análise de Cointegração**

Setor	H <sub>0</sub>	$\lambda_{\text{traço}}$	95%	$\lambda_{\text{Max}}$	95%	vetor cointegr.
Extrativa Mineral (1986:4 a 1997:4)	r = 0	23.26	29.7	20.69	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	2.56	15.4	2.14	14.1	$\beta_2 = -1.54$
	r = 2	0.15	3.8	0.15	3.8	$\beta_3 = 0.21$
Siderurgia	r = 0	42.99	29.7	32.57	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	10.42	15.4	8.57	14.1	$\beta_2 = -0.93$
	r = 2	1.85	3.8	1.85	3.8	$\beta_3 = -0.11$
Metais não Ferrosos	r = 0	31.19	29.7	14.66	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	16.53	15.4	11.72	14.1	$\beta_2 = -0.67$
	r = 2	4.81	3.8	4.81	3.8	$\beta_3 = 0.42$
Máquinas e Tratores	r = 0	30.82	29.7	17.26	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	13.56	15.4	9.56	14.1	$\beta_2 = -0.64$
	r = 2	3.99	3.8	3.99	3.8	$\beta_3 = -0.19$
Veículos	r = 0	49.78	29.7	24.80	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	24.98	15.4	15.46	14.1	$\beta_2 = -1,23$
	r = 2	9.52	3.8	9.52	3.8	$\beta_3 = -0.04$
Peças e Outros Veículos	r = 0	38.11	29.7	22.23	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	15.89	15.4	11.09	14.1	$\beta_2 = -1.87$
	r = 2	4.80	3.8	4.80	3.8	$\beta_3 = 0.70$
Madeira e Mobiliário	r = 0	47,99	29,7	34,10	21,0	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	13,89	15,4	10,47	14,1	$\beta_2 = -0,80$
	r = 2	3,42	3,8	3,42	3,8	$\beta_3 = -0,089$
Celulose, Papel e Gráfica	r = 0	35.65	29.7	27.31	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	8.34	15.4	8.30	14.1	$\beta_2 = -1.86$
	r = 2	0.04	3.8	0.04	3.8	$\beta_3 = 0.45$
Óleos	r = 0	31.74	29.7	24.51	21	$\beta_1 = 1.00$
	r = 1	7.23	15.4	4.91	14.1	$\beta_2 = -2.39$
	r = 2	2.32	3.8	2.32	3.8	$\beta_3 = 0.65$

32 Os dados para o segundo subperíodo estão em periodicidade mensal. A fim de aumentar a amostra, para que melhor fosse captado o efeito de quebra de tendência, foram incorporadas informações adicionais para os meses iniciais de 1998.

**Gráfico A.1**  
**Taxa Nominal de Câmbio (R\$/US\$) e Índice de Custos Totais das Exportações em R\$ e Respectivas Séries em Primeira Diferença (em log)**



**Tabela A.2**  
**Testes de Raiz Unitária - Índices de Custos das Exportações**

Setor	1984-3 a 1994-2 (a)		1994-11 a 1998-02 (b)	
	est. ADF	d	est. ADF	d
Extrativa Mineral	0,722	3	-4,0799(***)	1
Siderurgia	0,569	1	-0,595	0
Metais não Ferrosos	0,388	3	-3,464(**)	1
Máquinas e Tratores	0,901	1	-4,939(***)	1
Veículos	1,045	3	-4,127(***)	2
Peças e Outros Veículos	0,734	1	-3,601(**)	0
Madeira e Mobiliário	1,121	1	-3,497(**)	1
Celulose, Papel e Gráfica	0,733	0	-3,329(**)	0
Óleos	0,375	0	-3,741(***)	3

Valores críticos de Mackinnon: (a) 1% = -4,14, 5% = -3,50, 10% = -3,18, (b) 1% = -3,56, 5% = -2,92, 10% = -2,60.

(\*\*\*) = signif. a 1%; (\*\*) = signif. a 5%; (\*) signif. a 10%.

d é o número defasagens utilizado no teste ADF.

Para o primeiro subperíodo é considerada a hipótese de que a elevação abrupta dos custos em dólar ao final de 1989 e início de 1990 seria um *outlier* nas séries de custos em dólar, produzindo um viés nos testes de raiz unitária em direção à aceitação da hipótese nula de existência de uma raiz unitária, sendo a hipótese alternativa que as séries fossem tendência estacionária.<sup>33</sup> Esta hipótese alternativa tem como pressupostos as hipóteses de que as séries em moeda doméstica (RCk) e a série de taxa de câmbio Real/Dólar (TXRUS) possuam duas raízes unitárias e que estas séries sejam cointegradas de ordem 2, CI(2,2), de modo que as séries de índices de custos em dólar sejam, então, tendência estacionária.<sup>34</sup>

Para se testar estas hipóteses, em primeiro lugar estimou-se a versão corrigida do teste ADF proposto por Cati, Garcia e Perron (1999) para as séries, com periodicidade mensal, da primeira diferença dos índices de custos em moeda nacional (DRCK) e para a primeira diferença da taxa de câmbio Real/Dólar (DTXRUS).<sup>35</sup> Conforme apresentado na Tabela A.3, verifica-se que este teste não é capaz de rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para todas as séries no subperíodo de 1984-1 a 1994-2.

---

33 Perron (1994) produz simulações utilizando duas formas alternativas de processos geradores de dados, o primeiro, estacionário com quebra estrutural na média e, o segundo, tendência estacionário com quebra estrutural na média e na tendência e conclui que o poder dos testes de raiz unitária para estes processos fica bastante reduzido em função destes deslocamentos nas funções de tendência.

34 Para que a hipótese alternativa seja válida deve existir alguma combinação linear que anule o efeito das raízes unitárias das séries de taxa de câmbio nominal e da série de custo total em moeda nacional. Portanto, deve existir uma combinação linear entre os níveis estocásticos das séries que permita um distanciamento entre os custos em moeda nacional e a taxa nominal de câmbio a uma taxa constante. Estas combinações lineares devem ser dadas por parâmetros 1 (um) e -1 (menos um), em função de ser a série de custo total em dólares uma série de custos em moeda nacional deflacionada pela taxa de câmbio nominal. Neste caso, o modelo resultante seria um caso de cointegração de ordem 2, CI(2,2).

35 Cati, Garcia e Perron (1999) demonstram que os testes convencionais de raiz unitária tendem a rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para a série de inflação brasileira, no período de janeiro de 1985 a junho de 1994, a favor da hipótese de que esta série seja tendência estacionária. Este comportamento dos testes deve-se aos efeitos provenientes da introdução dos planos de estabilização heterodoxos ao longo da década de 80 (Planos Cruzado, Bresser e Verão) e 90 (Plano Collor) sobre a inflação, criando “*inliers*” na série de inflação. Para mais informações, ver texto acima citado.

**Tabela A.3**  
**Teste ADF Convencional e Versão Corrigida**  
**Índices de Custos em Moeda Doméstica - 1985-03 a 1994-06**

Variável	Coef.	est. ADF convencional	d	coef.	est. ADF corrigida	d
Extrativa Mineral	-0.3350	-4.2857 (***)	2	-0.1218	-2.1104	2
Siderurgia	-0.2919	-4.6498 (***)	0	-0.1016	-1.9305	0
Metais não Ferrosos	-0.2862	-4.2387 (***)	1	-0.0099	-1.8629	0
Máquinas e Tratores	-0.2872	-4.2429 (***)	0	-0.1113	-2.1571	0
Veículos	-0.3167	-4.1951 (***)	2	-0.1198	-2.1055	2
Peças e Outros Veículos	-0.3206	-4.1461 (***)	2	-0.1203	-2.0870	2
Madeira e Mobiliário	-0.2911	-4.2765 (***)	1	-0.1198	-2.2944	0
Celulose, Papel e Gráfica	-0.2839	-4.2192 (***)	0	-0.1152	-2.2462	0
Óleos	-0.3407	-4.6498 (***)	0	-0.1104	-1.8901	0
Total	-0.2949	-4.3121 (***)	0	-0.1024	-1.9607	0
TXRUS	-0.3531	-4.2469 (***)	2	-0.00832	-1.4546	2

Valores críticos de Mackinnon: 1% = -4,14, 5% = -3,50, 10% = -3,18.

(\*\*\*) = signif. a 1%; (\*\*) = signif. a 5%; (\*) = signif. a 10%.

d é o número defasagens utilizado no teste ADF.

O primeiro teste de cointegração é derivado da estimação de um modelo “*local linear trend* bivariado” para as séries em nível de índice de custos setoriais em moeda nacional e a taxa nominal de câmbio, cuja forma funcional é dada por.<sup>36</sup>

$$\begin{aligned}
 y_t &= \mu_t + \eta_t, & \eta_t &\sim \text{NID}(0, \Sigma_\eta) \\
 \mu_t &= \mu_{t-1} + a_t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim \text{NID}(0, \Sigma_\varepsilon) \\
 a_t &= a_{t-1} + \delta_t, & \delta_t &\sim \text{NID}(0, \Sigma_\delta)
 \end{aligned}$$

em que os vetores (2 x 1) são  $y_t' = [\text{rck}, \text{txrus}]$ ,  $\mu_t = [\mu_{1t}, \mu_{2t}]$  e  $a_t = [a_{1t}, a_{2t}]$ , e  $\eta_t$ ,  $\varepsilon_t$  e  $\delta_t$  são distúrbios não correlacionados. As matrizes de variância e covariância  $\Sigma_\varepsilon$  e  $\Sigma_\delta$  são dadas por:

$$\Sigma_\varepsilon = \begin{bmatrix} \sigma_{1\varepsilon} & \rho_\varepsilon \sigma_{1\varepsilon} \sigma_{2\varepsilon} \\ \rho_\varepsilon \sigma_{1\varepsilon} \sigma_{2\varepsilon} & \sigma_{2\varepsilon} \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad \Sigma_\delta = \begin{bmatrix} \sigma_{1\delta} & \rho_\delta \sigma_{1\delta} \sigma_{2\delta} \\ \rho_\delta \sigma_{1\delta} \sigma_{2\delta} & \sigma_{2\delta} \end{bmatrix}$$

<sup>36</sup> A fim de aumentar a eficiência das estimativas foram incluídos os dados de índice custos em moeda internacional projetados para o ano de 1984.

O caso que mimetiza um processo CI(2,2) implica coeficientes de correlação  $\rho_\epsilon = \rho_\delta = \pm 1$ , fazendo com que as matrizes de covariância  $\Sigma_\epsilon$  e  $\Sigma_\delta$  sejam de rank 1.<sup>37</sup>

Um segundo teste possível seria aquele realizado em Lima *et alii* (1994) para o caso de taxas de juros reais. Trata-se de um teste de cointegração entre a variação dos custos em moeda doméstica (DRCK) e a variação da taxa nominal de câmbio (DTXRUS), impondo-se a restrição de que os coeficientes do vetor cointegrante tivessem valores unitários e de sinal contrário.<sup>38</sup>

**Tabela A.4**  
**Testes de Cointegração**  
**Índices de Custos de Exportação - 1984-3 a 1994-2**

Variável	$\rho_\epsilon$	$\rho_\delta$	Est. Traço	Est. Max.	Est. $\chi^2$	Probab.
Extrativa Mineral	0,965	1,000	25,66**	21,49**	0,1380	0,7103
Siderurgia	0,970	1,000	21,22*	24,18*	0,0785	0,7793
Metais não Ferrosos	0,985	1,000	20,08**	22,27*	0,0435	0,8374
Máquinas e Tratores	0,964	1,000	21,66*	24,22**	0,7454	0,3879
Veículos	0,963	1,000	24,94**	27,36**	0,3391	0,5604
Madeira e Mobiliário	0,924	0,998	7,442	5,833	--	--
Peças e Outros Veículos	0,968	1,000	22,94**	25,43**	0,3966	0,5288
Celulose, Papel e Gráfica	0,962	1,000	24,74**	20,73**	1,3579	0,2408
Óleos	0,912	1,000	13,04	15,66	--	--

$\rho_\epsilon$  e  $\rho_\delta$  correspondem aos coeficientes de correlação entre as tendências e inclinações estocásticas.

est.  $\chi^2$  refere-se ao valor da estatística qui-quadrado para o teste de cointegração restrito.

Estes testes informam, conforme pode ser observado na Tabela A.4, que, salvo para as séries de custos de Madeira e Mobiliário e Óleos, não foi possível rejeitar a hipótese de cointegração entre as séries de índices de custos em moeda doméstica e a série de taxa de câmbio Real/Dólar para o subperíodo do primeiro trimestre de 1984 ao segundo trimestre de 1994. Este conjunto de testes fornece subsídios para a rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária nas séries de índices de custos em dólar para o subperíodo do primeiro trimestre de 1984 ao segundo trimestre de 1994, em favor da hipótese alternativa de que estas séries sejam tendência estacionária.

37 Sobre detalhes adicionais deste modelo, ver Harvey (1993) e Koopman, Harvey, Doornik e Shephard (1995).

38 Neste teste incluiu-se a constante no vetor cointegrante, o que implica que existe uma relação linear entre as tendências deterministas das variáveis

## Referências bibliográficas

- Britto, J. N. de P. *Estudos da competitividade da industria brasileira: competitividade da indústria de alumínio*. Campinas, 1993.
- Buarque de Hollanda Filho, S. *Os desafios da indústria automobilística: a crise da modernização*. São Paulo: IPE-USP/FIPE, 1996.
- Campbell, J. Y. & Perron, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: Blanchard, Olivier J. and Fischer, Stanley (eds.), *NBER MACROECONOMICS ANNUAL*, 1991, p. 141-201.
- Cati, R. C.; Garcia, M. G. P. e Perron, P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. *Journal of Applied Econometrics*, 14, p. 27-56, 1999.
- Charemza, W. W. and Deadman, D. F. *New directions in econometric practice*. England: Edward Elgar Publishing Limited, 1992.
- Chow, C. G. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28, p. 591-605, 1960.
- Dornbusch, R. Exchange rates and prices. *American Economic Review*, 77, p. 93-106, March 1987.
- Dickey, D. e Fuller, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1057-1072, July 1981.
- Dixit, A. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *Quarterly Journal of Economics*, v. CIV, 2, p. 205-228, May 1989.
- Enders, W. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- Engle, R. F.; Hendry, D. F. e Richard, J-F. Exogeneity. *Econometrica*, v. 51, n. 2, p. 277-304, March 1983.
- Fischer, E. A model of exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, 26, p. 119-137, 1989.
- Froot, K. R. and Klemperer, P. D. Exchange rate pass-through when market shares matters. *American Economic Review*, 79, p. 637-654, September 1989.

- Granger, C. W. J. *Modelling economic series: readings in econometric methodology*. In: Advanced texts in econometrics, editado por C. W. J. Granger. Oxford University Press, 1990.
- Guimarães, E. A. Taxas de câmbio setoriais, metodologia e resultados. *Texto para discussão n. 106*, FUNCEX, abril de 1995.
- Guimarães, E. A., Pinheiro, A. C., Falcão, C., Pourchet, H. & Markwald, R. Índices de preço e quantum das exportações brasileiras. *Texto para discussão n. 121*, FUNCEX, julho de 1997.
- Hakkio, C. S.; Rush, M. Cointegration: how short is the long run. *Journal of International Money and Finance*, 10, p. 571-581, 1991.
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- Harvey, Andrew C. *Time series models*. 2º ed. MIT Press, 1993.
- Hausman, J. A. Specification tests in econometrics *Econometrica*, 46, p. 1251-1272, 1978.
- Hendry, D. F. *Dynamic econometrics*. In: Advanced texts in econometrics, editado por C. W. J. Granger. Oxford University Press, 1995.
- Hendry, D. F. and Doornik, J. A. *Empirical econometric modelling: using PcGIVE 9.0 for Windows*. International Thomson Business Press, 1996.
- Hendry, D. F. and Mizon, G. E. *Evaluating dynamic econometric models by encompassing the VAR*. Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1990 (Applied Economics Discussion Papers).
- Hooper, P. and Mann, C. L. Exchange rate pass-through in the 1980's: the case of the U.S. imports of manufactures. *Brookings Papers of Economic Activity*, 1, p. 297-337, 1989.
- Hooper, P. and Kohlhagen, S. W. The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade. *Journal of International Economics*, 8, p. 483-511, November 1978.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- Judge, G. G, Hill, R. C., Griffiths, W. E., Lüthkepol, H, & Lee, T-C. *Introduction to the theory and practice of econometrics*, 2<sup>nd</sup> ed. John Wiley & Sons, 1988.
- Kannebley Jr., S. *Política cambial e exportações: uma análise empírica*. São Paulo: FEA-USP, 1999, Tese de Doutorado em Economia.



- Koopman, S.J.; Harvey, A. C., Doornik, J. A. and Shephard, N. *STAMP 5.0 - Manual*. Chapman & Hall, 1995.
- Lima, E. C. & Ehlers, R. S. The variance of inflation and the stability of demand for money in Brazil: a bayesian approach. Rio de Janeiro: IPEA, *Texto para discussão n. 463*, 1997.
- Lima, E. C. R; Moreira, A. R. B. Lopes, H. F. & Pereira, P. L. V. Tendências estocásticas do produto, efeito de flutuações da produtividade e da taxa de juros real. IPEA, *Texto para discussão n. 347*, agosto de 1994.
- MacKinnon, J.G. Critical values for cointegration tests. Chapter 13. In: Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (eds.), *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford University Press, 1991.
- Nakane, M. I. *Testes de exogeneidade fraca e superexogeneidade para a demanda de moeda no Brasil*. São Paulo: FEA-USP, 1994. Dissertação de mestrado em Economia, 18º Prêmio BNDES de Economia, Rio de Janeiro, 1994.
- Pereira, P. L. V. Estimação do hiato do produto via componentes não-observados. *Revista de Econometria*, 6, p. 47-68, 1986.
- Perron, P. Trend unit root and structural change in macroeconomic time series. In: Rao, B. B. (ed.), *Cointegration for the applied economist*. Basingstoke: Macmillan Press, 1994.
- Priestley, R. The arbitrage pricing theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating process. *Journal of Banking & Finance*, 20, p. 869-890, 1996.
- Ramsey, J. B. Tests for specification errors in classical linear least square regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 31, p. 350-371, 1969.
- White, H. A heteroskedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, p. 206-211, 1980.
- Yang, J. Exchange rate pass-through in U.S. manufacturing industries. *The Review of Economics and Statistics*, v. LXXIX, n. 1, p. 95-104, February 1997.



# **The federal domestic debt and state governments: the impact of the state debts on the federal government finances\***

Viviane Luporini<sup>§</sup>

## **ABSTRACT**

This paper investigates how the finances of the Brazilian federal government responded to innovations in the debts of the most indebted states, São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul. Using monthly data from 1981 to 1998, a vector autoregression system (VAR) is estimated to investigate the relationship between the federal government finances and the state debts. Results have indicated that state debts are relatively important to the forecast of the federal domestic debt when compared to the impact of a shock to government expenditures or tax revenues, but the effect of the state debts on the federal debt is very small when compared to the effects of a shock to the real interest rate.

**Key-words:** federal debt, state debts, fiscal consolidation, Brazil.

## **RESUMO**

Este artigo investiga de que forma as finanças do governo federal brasileiro têm respondido a inovações nas dívidas dos estados mais endividados da federação, quais sejam: São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. Utilizando dados mensais do período 1981 a 1998, um sistema de vetores auto-regressivos (VAR) é estimado a fim de se investigar a relação entre as finanças do governo federal e o endividamento desses estados. Os resultados obtidos indicam que as dívidas estaduais são relativamente importantes para a previsão da evolução da dívida mobiliária federal comparativamente ao impacto de um choque nos gastos governamentais ou na receita tributária, mas os efeitos das dívidas estaduais sobre a federal são bastante pequenos quando comparados a uma variação na taxa de juros real.

**Palavras-chave:** dívida federal, dívidas estaduais, consolidação fiscal, Brasil.

**JEL classification:** H63

---

\* I gratefully acknowledge the useful comments by an anonymous referee and the financial support of FAPEMIG.

§ Federal University of Minas Gerais-CEDEPLAR, Luporini@cedeplar.ufmg.br.

Recebido em março de 2000. Aceito em setembro de 2000.

## 1 Introduction

The financial situation of the local Brazilian governments and of the most indebted states (São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul) has been an important source of pressure on the federal government's debt, particularly after the price stabilization plan of 1994.

The Brazilian federal domestic debt as a ratio do GDP increased steadily until 1980 and assumed unprecedented levels after 1981 when the international loans became more difficult and expensive. The borrowing requirements of the federal government (Treasury and Central Bank) increased from 4.8 percent of the GDP in 1983 to 26.6 percent in 1988. Although the Brazilian federal domestic debt (averaged 24.1 percent of GDP between 1981 and 1996) is not particularly large when compared to other countries, the conditions for rolling it over are reasons for concern. The government has been paying high real rates of interest on its securities and the public has been reluctant in accepting securities of maturity period longer than 6 months.

The analysis of the dynamic of the government's debt seems indeed to indicate that the federal domestic debt responds strongly to the financial components of the public deficit, namely inflation and the real interest rate. (Luporini, 1999) A substantial reduction in the real rate of interest has been limited mainly for two reasons. Under a fixed exchange rate regime until the end of 1998, there was a growing need for foreign capital inflows to support an overvalued Brazilian currency, which kept real interest rates at high levels. The exchange rate liberalization eased the way to the implementation of monetary policy in January of 1999, but the upward pressures on domestic prices and the adoption of an inflation target system has rendered the Central Bank caution on the rhythm of nominal interest rate reductions. As a result, the fall of the real rate of interest has not been fast enough to alleviate the financial component of the public deficit. The government has tried to control its debt/GDP ratio through fiscal adjustments.

Despite the government efforts, three factors have contributed to the pressure on the government's debt: the change in the vertical distribution of revenues implemented by the 1988 Constitution, the rigidity of expenditures (mainly payroll and social levies), and the fiscal imbalances of local governments, especially the states of São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul. The outstanding debt of these states represented, together, 88.5 percent of the securities issued by local governments (states and municipalities) in November of 1997. (*Boletim do Banco Central do Brasil*, January 1999)

The delicate fiscal situation of the local governments increases the probability of a federal authorities' bail of their debts. But what is the relative importance of the states' debt to the finances of the federal government? The purpose of this paper is to investigate the impact of the four most indebted states on the federal government finances and, most importantly, on the dynamic of its domestic debt.

## 2 The state government finances and the federal domestic debt

The recent expansion of the federal government domestic debt can be mainly explained by fiscal imbalances and the costs of its finance, but the borrowing necessities of the local governments have been an important source of concern to the government in its overall effort for fiscal consolidation. In 1997, for example, the borrowing necessities of the public sector as a whole registered an increase of 0.2 per cent of GDP relative to 1996, resulting in a total deficit of 6.1 percent, and although the federal government managed to keep its borrowing requirements constant at 2.6 percent of GDP, the relative participation of the local governments in the deficit increased from 46 percent in 1996 to 50 percent in 1997 (rising from 2.7 to 3.0 percent of GDP). (Banco Central, 1997)

The total local government's indebtedness is the combination of domestic debt (securities or bonds issued to the public), loans from state-owned commercial banks, contractual debt with foreign creditors and federal financial institutions and, finally, fluctuating debt (arrears on payments to suppliers, salary payments due to state employees, borrowings from commercial banks backed by future tax revenues, and other loans).

According to their relative sizes, the state government's domestic debt is the authorities' main source of concern. This debt nearly doubled between 1992 and 1995, increasing from R\$ 21307 millions to R\$ 39512 millions (values at prices of December 1995). In 1995, it represented over 50 percent of local government's total indebtedness, having increased 10.2 percent between 1992 and 1993, 17.3 percent during 1993-94, and 27.4 percent in the period 1994-95. (*Relatório do Banco Central*, 1995) The main reasons for this sharp increase are the difficulties to balance the local government's budget and the high levels of the domestic real rate of interest. Moreover, an erroneous interpretation of the Constitutional Amendment 3/93 led to further increases in the stock of state debt. The Amendment limited the issuance of new securities for rolling over the already existing debt. The Senate interpreted that new securities could be issued to roll over the nominal value of the existing debt. Given that the state's securities are mostly indexed and floating, as the value of the existing debt increased as a result of higher interest rate, new issues of securities were authorized by the Senate, not only to roll over the existing debt, but also due interest payments.

Fifteen Brazilian states and two municipalities (Rio de Janeiro and São Paulo) issue securities but the debts by the states of São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul dominate the market for local government securities. In November 1997, the securities of these four states represented 88.5 percent of the total state debt.

### 3 The impact of the state debts on the federal government budget constraint

The local government debts affects the finances of the federal government through the absorption of part of the states contractual debt, the bailing out of state-owned financial institutions and the exchange of state for federal securities. How has the federal government finances responded to these effects and how important they have been? This section analysis the dynamic responses of the federal government budget constraint, particularly, its debt, to innovations in the state governments' debt.

A vector autoregression representation (VAR) allows the description of a system of equations with interdependent variables and is, therefore, appropriate for the analysis of the government budget constraint. The representation will also allows an analysis of how the tight monetary policy implemented by the federal government has impacted dynamic of the state debts.

#### 3.1 Data set

The data set consists of monthly observations from 1981:1 to 1998:11 and was collected from the Boletins do Banco Central do Brasil published by the Brazilian Central Bank and Conjuntura Econômica published by the Getúlio Vargas Foundation.

The inflation rate is the percentage variation of the General Price Index- Internal Supply and the interest rate is the *Overnight* market rate. Federal government debt, revenue and expenditure are the series "Federal Domestic Debt held by the Public", "Total Treasury Revenue" and "Total Treasury Expenditures", respectively.

Finally, state debt consists of securities issued by the states of São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul, all published by the Brazilian Central Bank. All series were converted into Millions of Reais and divided by the General Price Index (IGP).

#### 3.2 Preliminary unit root tests

The vector autoregression representation (VAR) requires that the variables involved in the system be covariance-stationary (or weakly stationary) so that the parameters can be consist-

ently estimated. Unit root tests must therefore be performed in each of the series. Because the actual data processes generating the series are not known a priori, the unit root tests are performed in three models, starting with the least restrictive one, which includes a trend and a drift terms. When we fail to reject the null hypothesis of non-stationarity (presence of a unit root), the statistical significance of the trend term is tested, under the null, against the critical values provided by Dickey and Fuller (1979). If the trend term is not statistically different from zero, then the unit root should be carried out simply with an intercept or drift. The same procedure is applied to the intercept and depending on its statistical significance, the unit root test should be performed on a regression equation without a trend or intercept term. The results are reported in Table 1.

**Table 1**  
**Unit Root Tests**

$\Delta Y_t = \alpha_1 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^4 \delta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$			
	ADF(4) Stat Level	Intercept	Trend
Inflation	-2.952	1.837* (1.715)	-0.004* (-0.477)
Federal Debt	-0.221	-678.36* (-0.550)	17.77* (1.440)
State Debt	0.081	350.84* (1.330)	-3.456* (-0.694)
Interest Rate	7.316**		
Revenue	5.267**		
Expenditures	5.014**		
First Difference			
Inflation	8.069**		
Federal Debt	5.830**		
State Debt	6.161**		

ADF( $d$ ): Augmented Dickey-Fuller Test; null of unit root, truncation lag ( $d$ )

McKinnon critical values 1%, 5% and 10% confidence interval for ADF according to Augmented Dickey-Fuller critical value of -3.432.

\* Non-significant according to Dickey-Fuller critical value of 2.79.

\*\* Rejects the null of unit root at 5% or 1%.

The Augmented Dickey-Fuller tests have indicated the inflation rate, the state debts taken as a whole and the federal debt are first order integrated processes and must enter in the VAR in first differences. The real rate of interest, government revenue and expenditure are covariance stationary and will be used in levels.

### 3.3 Impacts on the federal government debt

The preliminary unit root tests have indicated that the inflation rate, the federal government debt and the state debts are first order integrated processes, while the real interest rate, tax revenue and government expenditures are stationary processes. The VAR was estimated with the following variables: inflation, federal debt and state debts in first differences; real interest rate, revenue and expenditure in levels.

A log-likelihood ratio test was performed to determine the appropriate lag length for the vector autoregressive system.

The statistic is for the test is:  $(T - c)(\ln|\theta_{H_0}| - \ln|\theta_{H_a}|)$ , where,

$c$  stands for the number of parameters estimated in each equation of the unrestricted system;

$T$  is the number of usable observations;

$\ln|\theta_H|$  is the natural logarithm of the determinant of the residual variance under the null and the alternative hypothesis, both calculated over the same sample period.

Starting with a lag length of 6 periods, the null hypothesis that a two-lag VAR can adequately capture the dynamics of the system can not be rejected at the 5 percent confidence interval.

The vector autoregression estimated coefficients are difficult to interpret and the results are usually summarized by impulse response functions and variance decomposition of the error-covariance matrix. The impulse functions show the responses of an endogenous variable to a one standard deviation in an innovations in the variables in the system. For the interpretation of the impulse response functions, the covariance matrix of the resulting innovations must be diagonal. The Cholesky decomposition was then used to orthogonalize the error terms. The or-



dering of the variables can, however, substantially alter the response functions and should be decided with care.

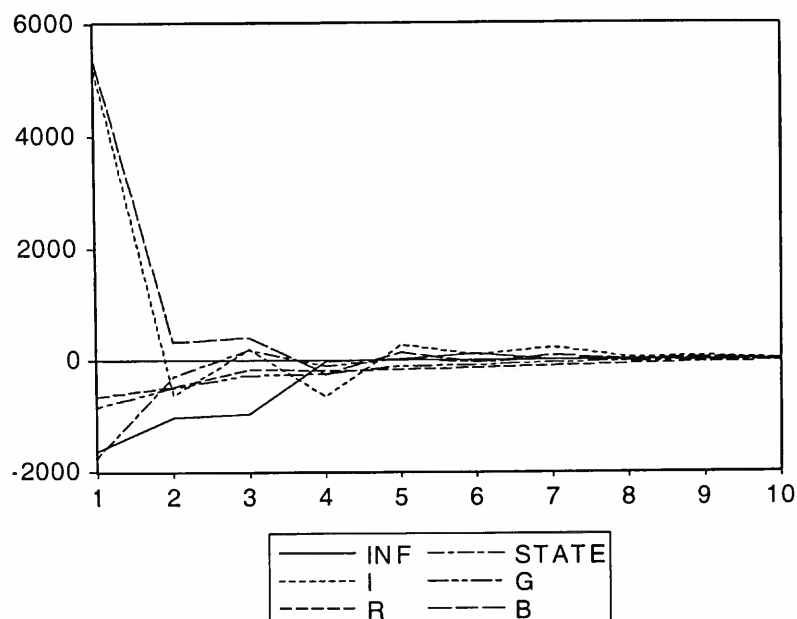
The ordering of the variables used implies that:

1. Current values of real interest rate, revenue, state debts, expenditures and federal debt do not influence the current change in the rate of inflation;
2. Current values of a change in the rate of inflation, but not of revenue, state debts, expenditures or federal debt influence the real interest rate;
3. Current values of inflation and real interest rate, but not of state debts, expenditures or debt influence revenue;
4. Current values of inflation, real interest rate and revenue, but not of expenditures or federal debt influence state debt;
5. Finally, current values of inflation, real interest rate, revenue, state debts and expenditures influence the federal debt.

Assumption 2 implies that current values for the change of the federal debt will not influence current values of the real interest rate. This may not seem plausible when the market is able to dictate the selling price of government securities. That is a limiting situation, however, and does not preclude the Central Bank from determining the interest rate through open market operations. Moreover, one can think of the change in the level of federal debt as influencing the real interest rate only with a lag, given that the inflation rate for the period in hand is not yet available. In any case, other orderings resulted in stronger assumptions.

The Graph of the impulse response functions for the federal debt indicates that its response to a one-standard deviation innovation in the rate of inflation, real interest rate, government revenue, state debts and government expenditures tend to be totally absorbed within 10 months:

**Graph 1**  
**Response of B to One S. D. Innovations**



where,

INF = Inflation rate

I = Real rate of interest

R = Total Treasury Revenue

STATE = Securities issued by the states of São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul

G = Total Treasury Expenditures

B = Federal domestic debt held by the public

The federal debt immediate response to an inflation shock is negative and its effect is completed after 6 months. The immediate response to a shock to the real rate of interest is positive, being as powerful as the response to a shock to debt itself. The debt response to a shock to itself follows the same pattern of the response to the real interest rate, although with a temporal lag. This indicates the relative importance of the financial component of the debt to its dynamic with the federal debt feeding into itself through the real interest rate.

The initial response of the federal debt to an innovation in the state debts is negative. This is probably a sign of the limiting availability of resources in the public's hand to invest in government securities, being them issued by the Treasury or by the state governments. But after two and a half months, the federal debt response a shock to state debts is totally absorbed with the federal debt returning to its previous level and during the third month following the shock, the state debt has a positive effect on the federal debt.

The federal debt responses to a revenue and expenditure shock are both initially negative, but relatively small. Both shocks are absorbed within 18 months.

The variance decomposition of a vector autoregression gives the relative contribution of an innovation to the mean-squared error of the forecasted variables  $h$  periods, with  $h$  ranging from 1 to 24 months.

**Table 2**  
**Variance Decomposition of the Federal Domestic Debt: Proportion of Forecast Error  $h$  Months Ahead Produced by Each Innovation (%)**

Variance Decomposition of the Federal Debt ( $h$ )	Contribution of an innovation in					
	Inflation	Interest	Revenue	State Debt	Expenditures	Federal Debt
1	4.355146	43.22454	0.705077	4.899183	1.156361	45.65969
2	5.857622	42.41663	1.051595	4.870136	1.509683	44.29434
3	7.197775	41.63576	1.073363	4.822529	1.598628	43.67195
4	7.132257	41.91293	1.121528	4.796938	1.674651	43.36170
5	7.118573	41.93663	1.163624	4.787688	1.691388	43.30210
6	7.131063	41.91344	1.194011	4.786390	1.704458	43.27064
7	7.123788	41.94379	1.209802	4.781606	1.705852	43.23516
8	7.123185	41.94026	1.218038	4.781275	1.707789	43.22946
9	7.122475	41.94078	1.221934	4.780720	1.708028	43.22607
10	7.122338	41.93981	1.223926	4.780655	1.708269	43.22500
11	7.122189	41.93974	1.224949	4.780553	1.708291	43.22428
12	7.122156	41.93952	1.225490	4.780530	1.708317	43.22399
13	7.122120	41.93948	1.225771	4.780506	1.708316	43.22380
14	7.122110	41.93943	1.225917	4.780499	1.708318	43.22373
15	7.122102	41.93941	1.225993	4.780494	1.708317	43.22368
16	7.122099	41.93940	1.226032	4.780492	1.708317	43.22366
17	7.122097	41.93939	1.226052	4.780490	1.708316	43.22365
18	7.122096	41.93939	1.226063	4.780490	1.708316	43.22365
19	7.122096	41.93938	1.226068	4.780490	1.708316	43.22365
20	7.122096	41.93938	1.226071	4.780489	1.708316	43.22364
21	7.122096	41.93938	1.226073	4.780489	1.708316	43.22364
22	7.122096	41.93938	1.226074	4.780489	1.708316	43.22364
23	7.122096	41.93938	1.226074	4.780489	1.708316	43.22364
24	7.122096	41.93938	1.226074	4.780489	1.708316	43.22364

The results indicate that after 24 months, 7.12% of the forecast error variance of debt is accounted for by innovations in the change of the inflation rate, 41.94% by innovations in the real rate of interest, 1.23% and 1.71% by innovation in government revenue and expenditure respectively, and 43.22% by innovations in the federal debt itself.

The debts of the states of São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul, taken together account for 4.78% of the forecast error variance of the federal debt and is very stable throughout the 24 months analyzed (5% in period 1 and 4.79% in period 24). The effect of an innovation in the state debts to the forecast variance of the federal debt is small if compared to the effect of the real rate of interest (41.94%), but large if compared to the effects of an innovation in government expenditures (1.71%) and revenues (1.23%).

And what is the relative impact of the federal government finances on the debts of the states of São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul taken as a whole? Table 3 shows that, after 24 months, the fiscal components of the federal government finances are relatively unimportant for the state debts dynamics, with revenues accounting for 0.44% of the forecast error variance of the state debts and government expenditures accounting for virtually 0.00%; innovations to the federal domestic debt and to the rate of inflation account, respectively for 1.69% and 0.82%. An innovation to the real rate of interest seems to be the most important component (7.17%), besides the state debt's own innovation (89.88%).

The debts of the most indebted states are relatively important from the point of view of a plan for fiscal consolidation of the public sector as a whole, but with no doubt, the high real rates of interest remain the unconditional villain for both the federal and state debts.

**Table 3**  
**Variance Decomposition of State Debts: Proportion of Forecast Error  $h$**   
**Months Ahead Produced by Each Innovation (%)**

Variance Decomposition of State Debts ( $h$ )	Contribution of an innovation in					
	Inflation	Interest	Revenue	State Debt	Expenditures	Federal Debt
1	0.125669	7.151336	0.075281	92.64771	0.000000	0.000000
2	0.725891	7.096768	0.324136	91.84907	0.001200	0.002931
3	0.764196	7.048291	0.341941	90.16577	0.001302	1.678498
4	0.790147	7.140739	0.393026	89.98977	0.001798	1.684523
5	0.820323	7.141298	0.420848	89.93192	0.002106	1.683509
6	0.821150	7.168052	0.432337	89.88815	0.002145	1.688164
7	0.821140	7.168607	0.437442	89.88258	0.002145	1.688084
8	0.821278	7.168989	0.439758	89.87941	0.002160	1.688409
9	0.821270	7.168977	0.440904	89.87830	0.002160	1.688390
10	0.821264	7.169003	0.441509	89.87766	0.002164	1.688404
11	0.821271	7.168985	0.441834	89.87735	0.002164	1.688399
12	0.821270	7.169014	0.442006	89.87714	0.002165	1.688400
13	0.821271	7.169012	0.442095	89.87706	0.002165	1.688398
14	0.821271	7.169016	0.442142	89.87701	0.002166	1.688399
15	0.821271	7.169015	0.442165	89.87698	0.002166	1.688398
16	0.821271	7.169016	0.442178	89.87697	0.002166	1.688398
17	0.821271	7.169016	0.442184	89.87697	0.002166	1.688398
18	0.821271	7.169016	0.442187	89.87696	0.002166	1.688398
19	0.821271	7.169016	0.442189	89.87696	0.002166	1.688398
20	0.821271	7.169016	0.442190	89.87696	0.002166	1.688398
21	0.821271	7.169016	0.442191	89.87696	0.002166	1.688398
22	0.821271	7.169016	0.442191	89.87696	0.002166	1.688398
23	0.821271	7.169016	0.442191	89.87696	0.002166	1.688398
24	0.821271	7.169016	0.442191	89.87696	0.002166	1.688398

#### 4 Concluding remarks

This paper investigated how the finances of the Brazilian federal government responded to innovations in the debts of the most indebted states, São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro and Rio Grande do Sul, using monthly data from 1981 to 1998.

The relationship between the federal government finances and the state debts is analyzed through the estimation of a vector autoregression system (VAR). The results have indicated that state debts are relatively important to the forecast of the federal domestic debt when compared to the impact of a shock to government expenditures or tax revenues, but the effect of the state debts on the federal debt is very small when compared to the effects of a shock to the real interest rate. In other words, although from the point of view of a plan for fiscal consolidation of the public sector as a whole the state debts are a reason for concern, from the point of view of the dynamic of the federal domestic debt, the state debt have a limited role. Instead, high real rates of interest continue to be the great villain of the federal and state government finances.

The local government indebtedness combines not only securities or bonds issued to the public, but also loans from state-owned banks, contractual debt with foreign creditors and financial institutions, and the so-called fluctuating debt (arrears on payments to suppliers, salary payments due to employees and other loans obtained from commercial banks backed by future tax revenues). The analysis presented here deals with securities or bonds issued to the public, the largest single component of state debt. It would be interesting to analyze the impact of the other components of the debt and their dynamics on the local and federal government finances and, although collecting consolidated series on state government finances and debt profiles can be a rather difficult task, it certainly represents a profitable direction for future research. Yet another interesting line of inquiry is the role played by the institutional setting, specially laws and resolutions that regulate the issuance of securities, tax instruments and state debt negotiations.

Finally, an analysis of the monetary policy implemented by the monetary authorities during the period covered by this paper is called for: if on one hand high domestic rates have strained the local and federal government finances, on the other hand, it has both enabled the Treasury to place its securities in the market and helped the monetary authorities to support the exchange rate regime that anchored the price stabilization program implemented in 1994.

## References

- Almeida, A. Evolução e crise da dívida pública estadual. IPEA, *Textos para Discussão 448*, Rio de Janeiro, 1996.
- Banco Central do Brasil. Relatório anual. *Boletim do Banco Central do Brasil*. Brasília.

- Dickey, D. and Fuller, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, p. 427-31, 1979.
- \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49, p. 1057-72, 1981.
- Dillinger, W. Brazil state debt: crisis and reform. *World Bank Report* n. 14842-BR, 1995.
- Hamilton, J. *Time series analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- Luporini, V. Federal domestic debt in Brazil: 1981-1996. *Anais da Anpec*, 2000.
- Lutkepohl, H. Asymptotic distributions of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autoregressive models. *Review of Economics and Statistics* 72, p. 116-25, 1990.
- Maddala, G. and I. Kim. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- Oliveira, F. & Paula, T. Déficit público e reforma tributária. IESP/FUNDAP, *Texto para Discussão*, 10, 1987.
- Pastore, A. Déficit público, a sustentabilidade das dívidas interna e externa, seignoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista de Econometria*, v. 14, n. 2, 1995.
- Phillips, P. & Pierron, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, p. 335-46, 1988.
- Reis, E. & Blanco, F. Capacidade tributária dos estados brasileiros, 1970/1990. IPEA, *Texto para Discussão*, 404, 1996.
- Resende, F. Federalismo fiscal no Brasil. *Revista de Economia Política* v. 15, n. 3, p. 5-17. 1995.
- Trehan, B. & Walsh, C. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking* v. 23, n. 2, p. 206-23, 1991.
- Varsano, R. De ônus a bônus: política governamental e reformas fiscais na transformação do Estado brasileiro. IPEA, *Textos para Discussão*, 417, 1996.
- Werneck, R. Fiscal federalism and stabilization policy in Brazil. Departamento de Economia PUC-RJ, *Texto para Discussão*, 282, 1992.





# Tendências comuns em modelos estruturais de séries de tempo: uma aplicação ao preço da soja no Brasil e nos Estados Unidos\*

Wilson Luiz Rotatori<sup>§</sup>  
Paulo de Andrade Jacinto<sup>⌘</sup>  
Alexandre Bandeira Monteiro e Silva<sup>†</sup>

## RESUMO

A especificação de modelos multivariados utilizando-se o arcabouço teórico dos modelos estruturais de séries de tempo possibilita a investigação da presença de tendências comuns, as quais podem ser modeladas a partir a extração dos componentes da série propiciada pelo filtro de Kalman, no que fica definido como equações de séries de tempo aparentemente não relacionadas. Tal comportamento especificaria, neste caso, uma relação de longo prazo entre as variáveis, ou a presença de cointegração, com o diferencial de que cada série é modelada da mesma maneira que nos modelos univariados, implicando ganho em termos operacionais. Nesse sentido, este trabalho procurou investigar a existência de tendência comuns, ou melhor, cointegração e sua influência na realização de previsões para série de preços da soja, utilizando, para tanto, o teste desenvolvido por Nyblom e Harvey (1997) e Nyblom e Harvey (1999). Os resultados encontrados indicaram a existência de cointegração e de previsões mais eficientes para os modelos especificados quando comparados aos modelos univariados, com os valores previstos sustentando a relação com a série de preços americana.

**Palavras-chave:** tendências comuns, filtro de Kalman, modelos estruturais de séries de tempo.

## ABSTRACT

The multivariate approach in Structural Time Series Models (STSM) fashion permits an empirical investigation of the presence of common trends which can be modeled using the Kalman Filter to decompose its components. This process define the Seemingly Unrelated Time Series Equations (SUTSE) (Harvey 1989) and permits to specify a long run relationship between variables or the presence of cointegration. The SUTSE models differentiate from the univariate approach in permitting that each series to be modeled in the same manner that in a univariate approach, but extending the results from components decomposition to more complex relationships between the variables explained by the presence of common trends, which can produce more accurate forecasts. The goal of this paper is then investigate the presence of common trends and its influence on forecasts for the Brazilian and U.S. soybean price, using for this the test developed by Nyblom and Harvey (1997) and Nyblom and Harvey (1999) and the SUTSE models. Our results suggest the existence of cointegration between the variables and more efficient forecasts to the SUTSE models than the similar univariate models.

**Key words:** common trends, Kalman filter, structural time series models.

**JEL classification:** C32

---

\* Os autores agradecem aos pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões a este trabalho, ressaltando que todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Os autores também agradecem ao Prof. Orly Tarcisio Spannenberg pelo suporte na programação do Matlab.

§ Mestre em Economia pela UFRGS, professor do Departamento de Economia da Universidade de Passo Fundo (UPF) e Pesquisador do CEA - UPF (RS).

⌘ Mestre em Economia pela UFRGS, professor do Departamento de Economia da Universidade de Passo Fundo (UPF) e Pesquisador do CEA - UPF (RS).

† Doutorando em Economia pelo CPGE da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

## Introdução

A partir da crítica apresentada por Nelson e Plosser (1982), a literatura sobre modelos econométricos capazes de lidar com a existência de tendências nas séries econômicas apresentou um rápido desenvolvimento. Neles passaram-se a utilizar testes de raiz unitária para demonstrar que a especificação de modelos econométricos com base em uma tendência determinística e num componente estacionário era incorreta para a maioria das séries econômicas. Esse trabalho foi um marco inicial para uma intensa discussão a respeito da melhor especificação para os modelos econométricos relativos à existência de raiz unitária nas séries econômicas e suas implicações em termos da diferenciação de um processo de tendência estacionária de um processo estacionário a diferenças.<sup>1</sup>

A idéia básica subjacente a essa diferenciação apresenta-se na decomposição de uma série de tempo num componente estocástico (representado pela tendência estocástica), num componente determinístico (tendência determinística) e num componente cíclico. A partir dessa decomposição é possível estabelecer uma diferenciação entre o comportamento de longo prazo da série (tendência) e o comportamento de curto prazo (ciclo).<sup>2</sup> Contudo, embutida nela encontra-se a necessidade de se extrair a tendência da série, o que se realiza a partir da identificação do processo em termos de um processo de tendência determinística, ou estacionário a diferenças. Nesse sentido, a utilização de testes de raiz unitária passou a constituir um pré-requisito para a análise de séries de tempo.

Apesar da crescente aceitação dos métodos de extração da tendência e sua ampla divulgação na literatura especializada, uma questão importante deve ser considerada no que diz respeito à sua especificação: é possível aproximar, por uma tendência determinística, o comportamento das séries econômicas nos moldes de uma tendência linear, ou se faz necessária a diferenciação da série como forma de contornar a presença de raiz unitária na série? Trata-se de questionar por que esse comportamento não pode ser derivado com base na estimação de um modelo no qual uma tendência linear não seja pré-especificada. Tal questionamento se deve ao fato de que, primeiramente, testa-se a estacionariedade de uma série de tempo por meio de testes de raiz unitária para então, num segundo momento, definir qual é o padrão de comportamento da série, ou seja, se essa é estacionária a diferenças ou se apresenta uma tendência determinística. Portanto, com base no resultado dos testes de raiz

---

1 Uma revisão de literatura a esse respeito foge ao escopo deste artigo, podendo ser encontrada em Maddala e Kim (1998).

2 Uma aplicação para países em desenvolvimento pode ser encontrada em Engle e Issler (1993).

unitária, define-se o comportamento da tendência e, num passo posterior, procura-se extrair o comportamento cíclico.

Nesse contexto insere-se a utilização dos modelos estruturais de séries de tempo (MEST), para os quais a especificação do comportamento da tendência, antes de ser definida, passa a ser derivada com base no comportamento dos dados com a utilização do filtro de Kalman. Nesse sentido, os MEST apresentam uma diferença importante por admitirem, inicialmente, que os componentes da série apresentam um comportamento não estacionário, o qual pode ou não ser observado a partir da estimação desses componentes como uma decorrência da decomposição das séries. Desse modo, ao permitir que tanto a tendência quanto a sua inclinação possuam um comportamento estocástico, esses modelos possibilitam uma maior adequação com respeito à questão da estacionariedade, não exigindo que se conheça o grau de integração das séries, nem que se diferencie a série para a especificação de um modelo; fica, portanto, em segundo plano a realização de testes de raiz unitária.

As implicações decorrentes da possibilidade de que a tendência e sua inclinação sejam governadas por um comportamento estocástico referem-se diretamente à capacidade de previsão dos modelos. Ao se utilizar a decomposição da série em componentes não observáveis e sua decorrente estimação para todo período amostral, os MEST permitem que as previsões geradas pelo modelo especificado sejam ponderadas pelas últimas observações, indiferentemente de a série apresentar um comportamento estacionário ou não. Desse modo, se a série apresenta um passeio aleatório, a ponderação é feita privilegiando a mais recente observação; em contraposição, se a série apresenta um comportamento estacionário, as previsões não descontarão tanto o passado em favor das últimas observações.

Além dessa característica, de acordo com Harvey (1997), o fato de o filtro de Kalman possibilitar a decomposição da série em tendência e inclinação da tendência, por exemplo, permite, além de uma interpretação econômica direta dos componentes, que se construam estimativas para o comportamento desses componentes de uma maneira idêntica à das previsões para valores futuros da série, isto é, quanto mais rápido ocorrerem mudanças no nível e na inclinação da série, maior será o desconto das observações passadas.

Usualmente, as aplicações dessa metodologia para a realização de previsões têm sido levadas a efeito em modelos univariados, como em Portugal e Corrêa (1998), Fernandes, Navoux e Portugal (1996) e Portugal (1995). Contudo, de maneira semelhante aos processos auto-regressivos, os MEST podem ser generalizados para modelos multivariados. Assim, do mesmo modo que se especifica um VAR para processos auto-regressivos, pode-se generalizá-lo para os MEST, no que fica definido como Equações de Séries de Tempo Aparentemente

Não Relacionadas (ESTANR), ou *Seemingly Unrelated Time Series Equations* (SUTSE). De acordo com Harvey (1989), assume-se que as diferentes séries presentes nessa modelagem não estão, necessariamente, sujeitas a relações de causa e efeito, mas encontram-se sujeitas a um mesmo ambiente econômico.

Uma decorrência natural da especificação de modelos multivariados utilizando-se o arcabouço teórico dos MEST está na investigação da presença de tendências comuns, as quais podem ser modeladas a partir da extração dos componentes da série propiciada pelo filtro de Kalman, com base em uma relação especificada pela teoria econômica subjacente. Tal comportamento especificaria, neste caso, uma relação de longo prazo entre as variáveis, ou a presença de cointegração. Além disso, segundo Harvey (1989), os modelos ESTANR permitem a realização de previsões preservando a existência de relações entre os níveis das séries. Esta última característica implica um importante diferencial em relação aos modelos univariados, pois, apesar de os modelos ESTANR modelarem cada série do mesmo modo que os univariados e, por conseguinte, com a mesma facilidade operacional e de interpretação, permitem que se agreguem informações que só estariam presentes numa especificação mais complexa de um modelo multivariado. Por conseguinte, é relevante investigar as diferenças em ambas as especificações em termos de previsões, visto que se espera que a agregação de informações proporcionada pelos modelos ESTANR permita uma diferenciação em comparação com os modelos univariados, a despeito da semelhança entre ambos.

Dessa forma, o principal objetivo deste trabalho é identificar a influência de tendências comuns na série de preços a vista da soja nos mercados brasileiro e dos Estados Unidos, empregando o arcabouço teórico dos modelos ESTANR na realização de previsões para a série de preços da soja brasileira. Visa-se, ainda, testar a existência de tendências comuns e discutir suas implicações em termos da existência de um comportamento de longo prazo entre os preços (cointegração), considerando, contudo, que esse já se encontra amplamente difundido na literatura especializada,<sup>3</sup> inclusive em relação à direção de causalidade. Nesse sentido, o diferencial deste trabalho apresenta-se na discussão e especificação de tendências comuns utilizando os modelos ESTANR, que diferem em termos de abordagem dos modelos VAR, e na investigação da diferença dessa especificação para os modelos univariados em termos de previsões dentro do arcabouço teórico dos modelos estruturais.

Para atingir tal objetivo, além dessa introdução o artigo encontra-se dividido em cinco seções: na primeira, os modelos ESTANR são descritos formalmente seguindo-se a

---

3 A este respeito, ver Pino *et al.* (1994), Lima *et al.* (1997), Margarido *et al.* (1998) e Margarido *et al.* (1999).

abordagem presente em Harvey e Koopman (1997); na segunda, apresenta-se o teste empregado na determinação da presença de tendências comuns desenvolvido por Nyblom e Harvey (1999); na terceira, expõem-se os resultados obtidos com a estimação dos modelos e a realização das previsões; por fim, na quarta última seção discutem-se alguns aspectos dos resultados finais e apresentam-se as conclusões.

## 1 Equações de séries de tempo aparentemente não relacionadas

Os modelos ESTANR baseiam-se numa generalização dos MEST, levando-se em conta a utilização de mais de uma série de tempo. No entanto, cada série é modelada de maneira similar à das séries univariadas. Considerando a decomposição usual dos MEST em termos dos componentes não observáveis e seguindo a metodologia apresentada em Harvey (1989) e em Harvey e Koopman (1997) tem-se, para um vetor  $N \times 1$  de observações denotado por  $y_t$ :

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $\mu_t$ ,  $\gamma_t$ ,  $\psi_t$  e  $\varepsilon_t$  representam, respectivamente, vetores  $N \times 1$  correspondentes aos componentes de tendência, sazonalidade, ciclo e irregular. Em particular, como as séries são admitidas relacionadas entre si, o vetor  $\varepsilon_t$  do componente irregular possui uma matriz de covariância  $N \times N$  dada por  $\Sigma_\varepsilon$ , na qual elementos fora da diagonal principal estabelecem a relação presente entre as séries.

A partir da decomposição da série em seus componentes principais é possível estabelecer o comportamento de cada um desses, partindo sempre do princípio de que os componentes são governados por um processo não estacionário. Com isso, possibilita-se a especificação de uma série de modelos para o conjunto de séries representadas pelo vetor  $y_t$ . Em vista das limitações de espaço, apresenta-se apenas o modelo de tendência linear local.<sup>4</sup> Desse modo, tem-se:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \end{aligned} \quad (2)$$

4 Uma apresentação detalhada das demais especificações, incluindo um componente VAR estacionário, pode ser encontrada em Harvey e Koopman (1997)

onde  $\varepsilon_t$ ,  $\eta_t$ ,  $\zeta_t$  são perturbações aleatórias idêntica e independentemente distribuídas com matrizes de covariância de ordem  $N \times N$  dadas, respectivamente, por  $\Sigma_\varepsilon$ ,  $\Sigma_\eta$  e  $\Sigma_\zeta$

A estimação do modelo segue a forma usual para séries univariadas, com representação no formato de espaço de estados e posterior implementação do filtro de Kalman.<sup>5</sup> O modelo de tendência linear local, considerando as duas séries analisadas neste artigo, pode ser escrito no formato de espaço de estados da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 10 \\ 00 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 10 \\ 01 \end{bmatrix} \alpha_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \\ \alpha_t &= \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 10 \\ 01 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 10 \\ 01 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \zeta_{1t} \\ \zeta_{2t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (3)$$

onde  $\otimes$  representa o produto de Kronecker. Representando em notação vetorial, tem-se:

$$\begin{aligned} y_t &= (z' \otimes I_n) \alpha_t + \varepsilon_t \\ \alpha_t &= (T \otimes I_n) \alpha_{t-1} + (R \otimes I_n) \eta_t \end{aligned} \quad (4)$$

onde o produto  $(R \otimes I_n)$  é definido de maneira apropriada.

A representação do modelo de tendência linear local no formato de estados e posterior extração dos componentes apresenta, como decorrência natural, a possibilidade da especificação de tendências comuns nos modelos ESTANR. A possibilidade de identificação dos componentes tendência e inclinação da tendência permite uma interpretação direta da especificação de tendências comuns. O pressuposto implícito nesse modelo é que parte dos componentes da série é governada por vetores de perturbações aleatórias com um número de elementos inferior ao número de séries que estão sendo modeladas, ou, de outra forma, o *rank*

5 Uma apresentação formal do filtro de Kalman será omitida aqui por constituir uma generalização da utilizada para modelos univariados, podendo ser encontrada em Harvey (1989).

da matriz de covariância das perturbações aleatórias que definem o passeio aleatório é menor do que o número de séries modeladas. Em termos da notação do modelo de tendência linear local, pode-se reformular o conjunto de equações (2), seguindo Harvey e Koopman (1997), de tal forma que:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \Theta''_{\mu} \mu_t'' + \Theta'''_{\beta} \mu_t''' + \mu_0 + \varepsilon_t \\
 \mu_t'' &= \mu_{t-1}'' + \eta_t'' \\
 \mu_t''' &= \mu_{t-1}''' + \beta_{t-1}''' \\
 \beta_t''' &= \beta_{t-1}''' + \zeta_t'''
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
 \varepsilon_t &\sim NID(0, \Sigma_{\varepsilon}) \\
 \eta_t'' &\sim NID(0, \Sigma_{\eta''}) \\
 \zeta_t''' &\sim NID(0, \Sigma_{\zeta'''})
 \end{aligned}$$

onde  $N$  representa o número de séries;  $K_{\mu}$ , o número de níveis comuns entre as séries;  $K_{\beta}$ , o número de inclinações comuns entre as séries;  $\mu_t''$  é um vetor  $K_{\mu} \times 1$ ;  $\mu_t'''$  é um vetor  $K_{\beta} \times 1$ ;  $\beta_t'''$  é um vetor  $K_{\beta} \times 1$ ;  $\mu_0$  é um vetor cujos primeiros elementos são zeros e os últimos estão contidos no vetor  $\bar{\mu} + \bar{\beta}t$  e, finalmente,  $\Theta'''_{\beta}$  é uma matriz do tipo  $(I_{K_{\beta}}, \theta_{\beta})$ .

A diferença básica em relação ao modelo representado pelas equações (2) encontra-se na presença do termo  $\mu_t'''$ , o qual é incluído para permitir que se diferencie a presença de níveis comuns da presença de inclinações comuns. Ambos podem ser considerados casos particulares de tendências comuns, sendo perfeitamente diferenciados pela decomposição da série levada a efeito pelo filtro de Kalman. É importante ressaltar que, nessa especificação, pode-se ter tanto  $K_{\mu} = K_{\beta}$  quanto  $K_{\mu} \neq K_{\beta}$ . no primeiro caso, se  $\Theta''_{\mu} = \Theta'''_{\beta}$ , então a inclinação pode ser incorporada no nível da série, produzindo um conjunto único de tendências estocásticas  $K_{\mu}$ , no segundo, tem-se, de maneira exclusiva, níveis comuns ou inclinações comuns.

Em termos das duas séries analisadas neste trabalho e considerando, a título de exemplo, que essas possuem inclinações comuns e níveis comuns, tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_{\mu} \end{bmatrix} [\mu_t''] + \begin{bmatrix} 1 \\ \Theta_{\beta} \end{bmatrix} [\mu_t'''] + \begin{bmatrix} 0 \\ \bar{\mu} + \bar{\beta}t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}
 \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
 \mu_t'' &= \mu_{t-1}'' + \eta_t'' \\
 \mu_t''' &= \mu_{t-1}''' + \beta_{t-1}''' \\
 \beta_t''' &= \beta_{t-1}''' + \zeta_t'''
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

Uma característica importante relativamente à especificação do modelo nos termos das equações (6) está no ordenamento das séries, uma vez que, neste caso, a segunda série é constituída em termos da inclinação da primeira. No caso, o *rank* da matriz de covariância das perturbações aleatórias que definem a inclinação da tendência (1) é menor do que o número de séries (2); portanto, existe (1) componente na inclinação da tendência que é comum ou, de outra forma, existe uma tendência comum, representada pela inclinação da tendência. Com essa especificação de inclinações comuns, a previsão de ambas as séries guardará uma relação em termos da inclinação. No caso específico do preço da soja, a série brasileira preserva uma vinculação com a série americana, o que não se observa se forem utilizados modelos univariados. Portanto, se a teoria econômica pressupõe que exista uma relação entre duas variáveis, é válida a utilização dos modelos ESTARN, ao invés da especificação de um modelo univariado para a realização de previsões, em razão de esses agregarem mais informação.

Não obstante, ao especificar os modelos ESTARN, cada série é modelada da mesma forma que nos modelos univariados. Além disso, a agregação de informação relativa à existência de tendências comuns insere-se num contexto de relativa independência da presença de raiz unitária na série econômica, bem como permite detalhar um comportamento específico em termos do comportamento de longo prazo, seja em termos de nível, seja em termos de inclinação. Quanto às limitações do modelo, destaca-se à existência de sazonalidade na série, cuja modelagem não se mostra operacionalmente factível em razão do elevado número de parâmetros a serem estimados, obrigando, portanto, a que a análise seja efetuada em séries dessazonalizadas, ou seja, na prática, a estimação fica limitada ao modelo de tendência linear local e tendência mais ciclo.

A especificação dessa relação de longo prazo implica cointegração entre as variáveis, a qual, de acordo com Harvey e Koopman (1997), pode ser derivada de maneira bastante direta, bastando, para tal, que se considere uma matriz  $A$ , tal que  $Ay_t$  seja estacionária com  $A$   $r \times N$ , onde  $r$  é dado por  $r = N - K$  e  $K$  é o *rank* da matriz de variância das perturbações aleatórias.

Utilizando, agora, a equação (6) e pré-multiplicando por uma matriz  $N \times N$ , tal que  $\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix}$ ,



$$\text{tem-se } \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_\mu \end{bmatrix} \mu_t'' + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_\beta \end{bmatrix} \mu_t''' + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ \bar{\mu} + \bar{\beta}t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

A primeira equação permanece a mesma, ao passo que a segunda torna-se:

$$A_1 y_{1t} + A_2 y_{2t} = (A_1 + A_2 \theta_\mu) \mu_t'' + (A_1 + A_2 \theta_\beta) \mu_t''' + A_2 (\bar{\mu} + \bar{\beta}t) + A_1 \varepsilon_{1t} + A_2 \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

Para que exista cointegração é preciso que a combinação das duas séries seja estacionária. Isso implica que o segundo termo do lado direito da equação deve ser igual a zero, ou seja,  $(A_1 + A_2 \theta_\beta) = 0$ , eliminando, assim, a existência do componente não estacionário na inclinação da tendência, o que significa que as séries são cointegradas de ordem (2,1).

Assim, a existência de cointegração implica a existência de tendências comuns. Portanto, para testar a presença de cointegração entre as variáveis o procedimento a ser usado é investigar a presença de tendências comuns entre as séries. Para tal fim, foi desenvolvido por Nyblom e Harvey (1997) e Nyblom e Harvey (1999) um teste que especifica o número de tendências comuns, o qual é objeto de atenção da próxima seção.

## 2 Tendências comuns e testes de cointegração

A origem deste teste está relacionada a uma questão bastante relevante para a especificação dos MEST, que é exatamente investigar se existe a presença de um passeio aleatório na série modelada a partir do modelo de nível local, ou *random walk plus noise*.

$$\begin{aligned} y_\tau &= \mu_\tau + \varepsilon_\tau \\ \mu_\tau &= \mu_{\tau-1} + \eta_\tau \end{aligned} \quad (10)$$

Nos modelos univariados o teste consistiria, basicamente, em verificar a hipótese nula de que a variância do termo  $\eta_t$  na equação (10) seja igual a zero, rejeitando, por conseguinte, a hipótese de um passeio aleatório na série, o que também é extensivo para a presença de *time trends*.<sup>6</sup> Como decorrência natural, um segundo passo consiste em estender esse teste para modelos multivariados, ou seja, procurar evidências para que  $\Sigma_\eta = 0$ . Contudo, ao se fazer

6 De acordo com Nyblom e Harvey (1997), este teste foi desenvolvido por Nyblom e Mäkeläinen (1983). O termo *time trends* refere-se à existência de tendência na série, não se reportando exclusivamente a tendências determinísticas.

isso, surge a possibilidade de investigar a presença de cointegração entre as variáveis, uma vez que se trata de modelos (MEST, ESTARN) que permitem a especificação de tendências comuns. Porém, neste caso, testar a hipótese de que  $\Sigma_{\eta} = 0$  não se aplica visto que existe a necessidade de que alguns componentes da série sejam governados por perturbações aleatórias que sejam comuns. Isso implica, por definição dos modelos ESTARN, testar o *rank* da matriz de covariância das perturbações aleatórias, que define a relação entre as séries e governa o comportamento dos componentes da série. Portanto, testar cointegração consiste, basicamente, em testar a hipótese de um número específico de tendências comuns.

De acordo com Nyblom e Harvey (1999), nesse caso, se o *rank* da matriz for  $K$ , tal que  $K < N$ , onde  $N$  é o número de séries, pode-se, então, afirmar que existem  $K$  tendências comuns entre as séries; mais especificamente, existem  $K$  componentes definidos como passeios aleatórios comuns entre as séries. Uma importante diferença se apresenta aqui em termos da especificação da hipótese nula para o teste desenvolvido por Johansen (1988): o teste desenvolvido por Nyblom e Harvey (1997) e Nyblom e Harvey (1999) tem como hipótese nula a existência de  $K$  tendências comuns contra uma alternativa de que existem mais do que  $K$  tendências comuns. Em termos de vetores de cointegração isso significa que existem  $N - K$  vetores contra uma hipótese alternativa de que existem menos do que  $N - K$ , ao contrário, portanto, do teste de Johansen, cuja hipótese alternativa especificaria neste caso mais do que  $N - K$  vetores de cointegração e, portanto, tendências comuns.<sup>7</sup>

Considerando, então, que o *rank* da matriz de covariâncias seja  $K$ , e testando para a presença de inclinações comuns na equação, tem-se:

$$H_0 : \text{rank}(\Sigma_{\zeta}) = K \text{ contra } H_a : \text{rank}(\Sigma_{\zeta}) > K$$

Sob a hipótese nula, a estatística do teste é obtida da seguinte maneira:<sup>8</sup> seja  $l_1 \geq l_2 \geq \dots \geq l_N \geq 0$  os autovalores de  $S^{-1}C$  ordenados e dados por:

7 É evidente que, subjacente a essa diferença, em termos de especificação das hipóteses testáveis, encontra-se a metodologia utilizada.

8 Neste trabalho, será apresentada apenas a estatística do teste do *rank* da matriz de covariância por ser o que possui relação com objetivo principal do texto. Uma apresentação bastante detalhada pode ser encontrada em Harvey (1999).

$$|C - l_j S| = 0, \quad j = 1, \dots, N \quad (11)$$

A estatística do teste pode, então, ser calculada pela soma dos  $r$  menores autovalores obtidos em (11), ou seja:

$$\xi_{K,N} = l_{K+1} + \dots + l_N, \quad K = 0, \dots, N-1 \quad (12)$$

$$\text{onde: } C = T^{-2} \sum_{i=1}^T \left[ \sum_{t=1}^i (y_t - \bar{y}) \right] \left[ \sum_{t=1}^i (y_t - \bar{y}) \right]' \text{ e } S = T^{-1} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})(y_t - \bar{y})'$$

A estatística apresentada em (11) e (12) segue uma distribuição tabulada em Nyblom e Harvey (1997) e em Harvey (1999).

De imediato, surge uma característica importante neste teste, qual seja: não existe a necessidade de estimação de nenhum modelo, uma vez que a estatística depende apenas das observações e das respectivas médias amostrais. Nesse sentido, o teste pode ser aplicado independentemente da especificação de um modelo estrutural correspondente. Por outro lado, trata-se de um teste desenvolvido em termos da presença de um componente não observável da série, o que define uma ligação com os modelos ESTANR. De acordo com Harvey (1999), nesse caso, quando se considera o arcabouço teórico dos ESTANR, uma pequena diferença em termos dos valores utilizados em  $y_t$  se faz necessária, com a utilização das inovações<sup>9</sup> geradas pelo filtro de Kalman, as quais devem ser não autocorrelacionadas,<sup>10</sup> em vez das observações amostrais. Tal procedimento é justamente o adotado neste trabalho uma vez que se trata de uma aplicação direta dos modelos ESTANR à realização de previsões.

### 3 Apresentação dos resultados e discussões

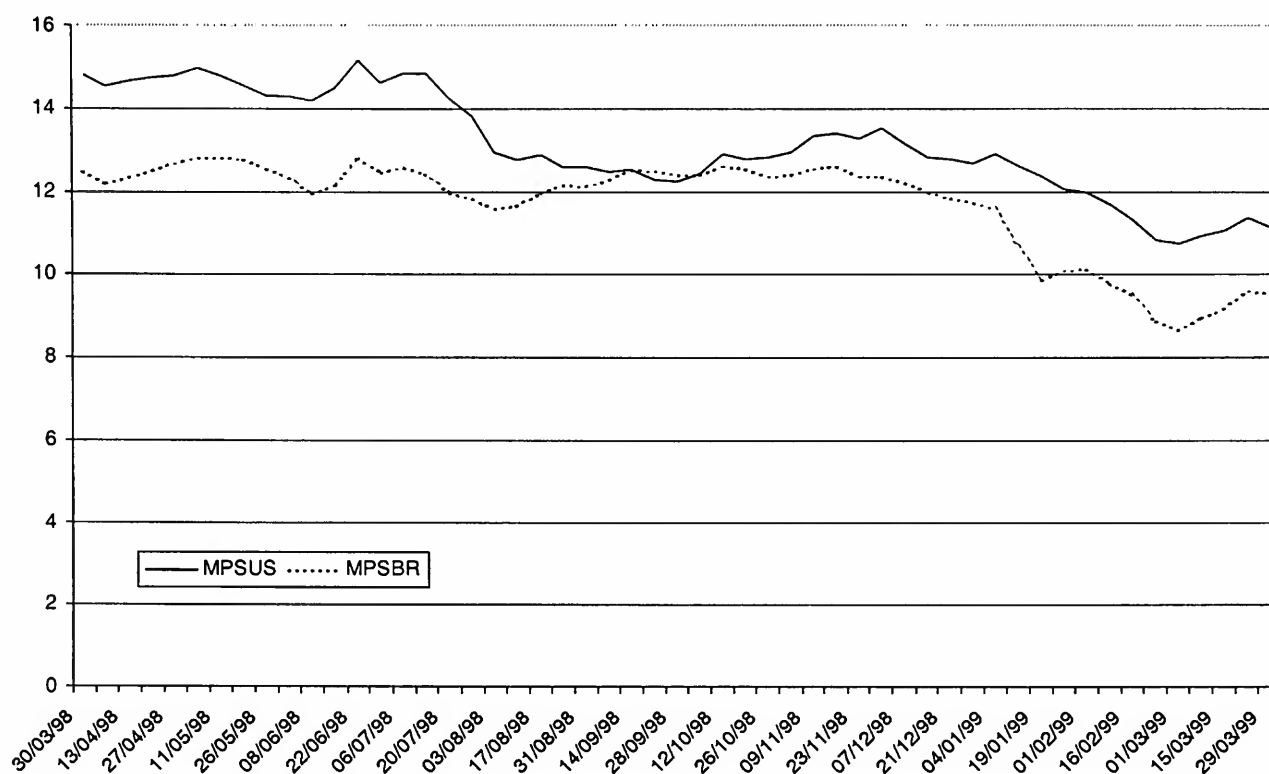
As séries utilizadas neste trabalho correspondem a uma média semanal dos preços em dólares da soja para o Brasil (MPSBR) e para os Estados Unidos (MPSUS), referentes ao período compreendido entre a última semana de março de 1998 (semana 14) e a segunda

9 As inovações são definidas a partir dos erros de previsão um passo a frente. Para maiores detalhes, ver Harvey (1989).

10 De acordo com Harvey (1999), é possível fazer um ajuste não paramétrico para a presença de autocorrelação serial, substituindo os autovalores definidos na equação (11) por  $S(\ell)^{-1}C$ .

semana de abril de 1999 (semana 17). As séries são apresentadas no Gráfico 1,<sup>11</sup> tendo sido obtidas na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F).

**Gráfico 1**  
**Média Semanal dos Preços da Soja Brasil e Estados Unidos**



A característica mais importante de ambas as séries é uma forte tendência de queda nos preços, os quais passam de um nível de US\$ 14,00 para os Estados Unidos e US\$ 12,00 para o Brasil para, respectivamente, US\$ 11,00 e US\$ 9,00. Tal declínio mostra-se mais acentuado no final de 1998 e início de 1999 para a série brasileira, ao passo que para os Estados Unidos ocorre em dois pontos, meados de 1998 e início de 1999. Além disso, os preços da soja no Brasil possuem um comportamento bastante semelhante aos observados nos Estados Unidos, mas sempre com um nível mais baixo, à exceção dos meses de novembro e dezembro de 1998, quando a série brasileira ultrapassou a americana. O comportamento semelhante também se mantém no que diz respeito à inclinação das séries, visto que se observa que a série brasileira igualmente acompanha o ritmo de queda do preço da soja tomado internacionalmente.

Tal fato pode estar associado ao papel desempenhado pelo complexo soja que, segundo Margarido *et al.* (1998), é atualmente o principal produto na pauta de exportações brasileiras,

11 O *software* utilizado para a modelagem das séries foi o Stamp, versão 5.0; por sua vez, os cálculos das estatísticas de teste por não serem disponíveis neste programa foram calculadas utilizando-se o Matlab.

tendo sido responsável por, aproximadamente, 10% das exportações e quase 30% das exportações dos produtos agropecuários em 1997. Isto, por si só, demonstra a grande dependência do mercado externo e de suas oscilações de preços, cujo sinalizador é a *Chicago Board of Trade*. Essa característica, em particular, é a que se procura preservar com a utilização dos modelos ESTANR, os quais permitem a especificação de tendências comuns modelando a série de uma maneira idêntica à dos modelos univariados. Espera-se que, num horizonte mais longo de tempo - no caso deste trabalho quatro semanas -, exista influência da série americana sobre a brasileira em virtude de aquela exercer um importante papel referencial de preço para o mercado mundial. Portanto, é interessante investigar o comportamento dos modelos ESTANR num contexto comparativo aos modelos univariados, uma vez que os primeiros consistem em um tratamento semelhante, na especificação do processo estocástico que governa a série, ao dos univariados.

**Tabela 1**  
**Resultados dos Testes de Diagnóstico e Ajuste**

Variável	Testes de Diagnóstico <sup>1</sup>	Modelo Escolhido	Critério de Ajuste	Coefficiente da Variável de intervenção <sup>2</sup>
MPSUS	Normalidade = 0.12 H(17) = 0.4924 Q (7,6) = 6.663	Tendência Linear Local com $\varepsilon_t = 0$	$R^2 = 0.949562$ $R_d^2 = 0.015278$	
MPSBR	Normalidade=0.6527 H(17) = 1.766 Q(7,6) = 10.94	Tendência Linear Local com $\varepsilon_t = 0$	$R^2 = 0.947883$ $R_d^2 = 0.015232$	
MPSBR	Normalidade=0.4734 H(17) = 1.406 Q(7,6) = 6.724	Tendência Linear Local Univariado com $\varepsilon_t = 0$	$R^2 = 0.955763$ $R_d^2 = 0.164547$	Nível 1999/02 -0.84198 (-3.1302)

Fonte: Primária.

Notas: (1) Os testes aqui apresentados correspondem aos testes de Bowman-Shenton para normalidade, que tem distribuição

$\chi_2^2$ ; H(h) é o teste para heterocedasticidade, com distribuição aproximadamente F(h,h); Q(p,d) é o teste Q de Box-Ljung baseado nas primeira p autocorrelações dos resíduos, com distribuição aproximadamente  $\chi_d^2$ .

(2) Os valores entre parênteses indicam a estatística t dos coeficientes.

Na Tabela 1 são apresentados os resultados comparativos de ambos os tipos de especificação. Como mencionado anteriormente, os modelos ESTANR são especificados de maneira a tratar as séries como univariadas, o que permite uma análise individual dessas. Para se efetuar a análise comparativa foram especificados modelos semelhantes de tendência linear local com o componente irregular não especificado. Os testes de diagnósticos indicam a inexistência de autocorrelação serial nos resíduos ou de inovações, além de não apresentarem

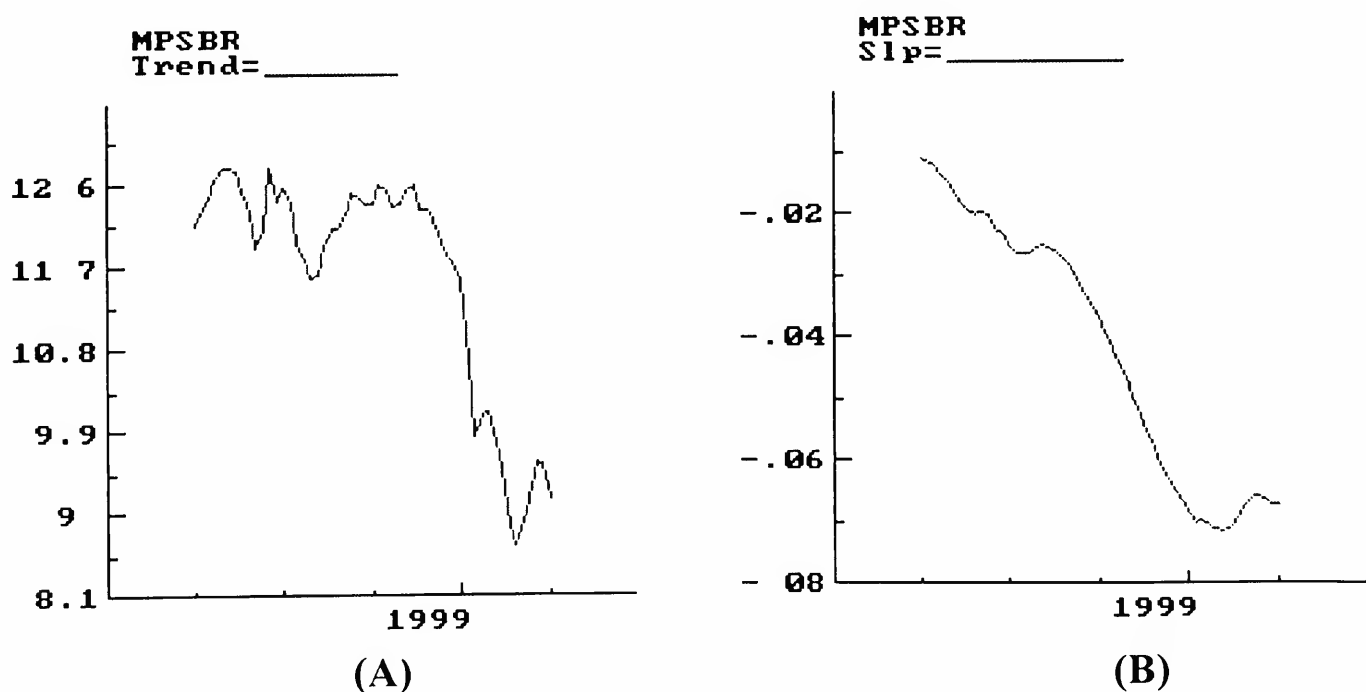
evidências contra normalidade e homocedasticidade. Esse comportamento das inovações assume um papel fundamental no que diz respeito ao teste de cointegração dada a sua utilização para cálculo da estatística do teste.

Fundamentalmente, as diferenças de especificações encontram-se nos critérios de ajuste, para os quais o modelo univariado mostrou-se superior, sobretudo no que diz respeito ao critério do  $R^2$ . Tal superioridade se deve ao fato da especificação de uma variável de intervenção para captar uma quebra estrutural no nível da série.<sup>12</sup>

Em termos da decomposição dos componentes, o resultado de ambas as modelagens, univariada e multivariada, foi basicamente o mesmo para o componente tendência e pode ser observado nos Gráficos 2 (A) e 3 (A), onde são apresentados os componentes tendência decompostos pelo filtro de Kalman para a especificação univariada e multivariada. A diferença principal fica por conta do componente de inclinação 2 (B) e 3 (B), que, na especificação univariada - 2 (B), demonstrou uma tendência de queda durante quase todo o período analisado, diferentemente do modelo multivariado 3 (B), o qual, por contar com a agregação de informação proporcionada pela série americana, apresentou períodos de crescimento e de decréscimo, alternadamente.

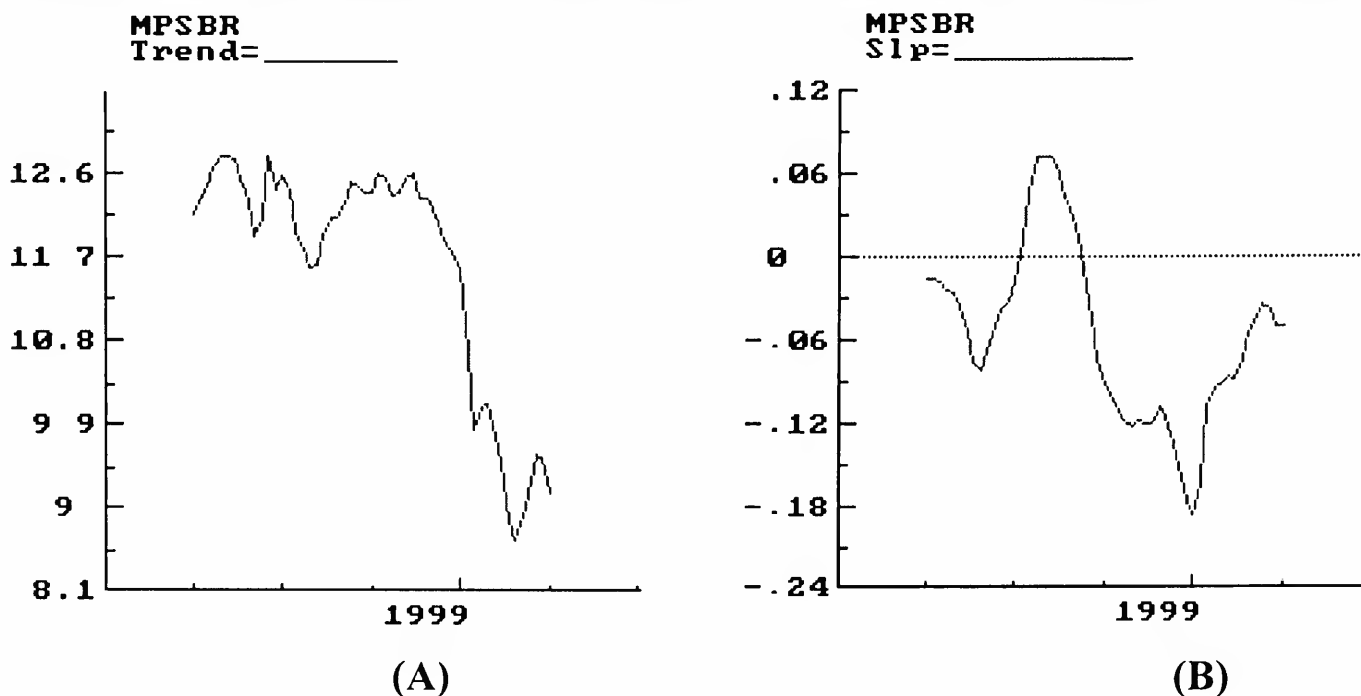
### Gráfico 2

#### Componentes Tendência e Inclinação para o Preço da Soja - Brasil (MEST)



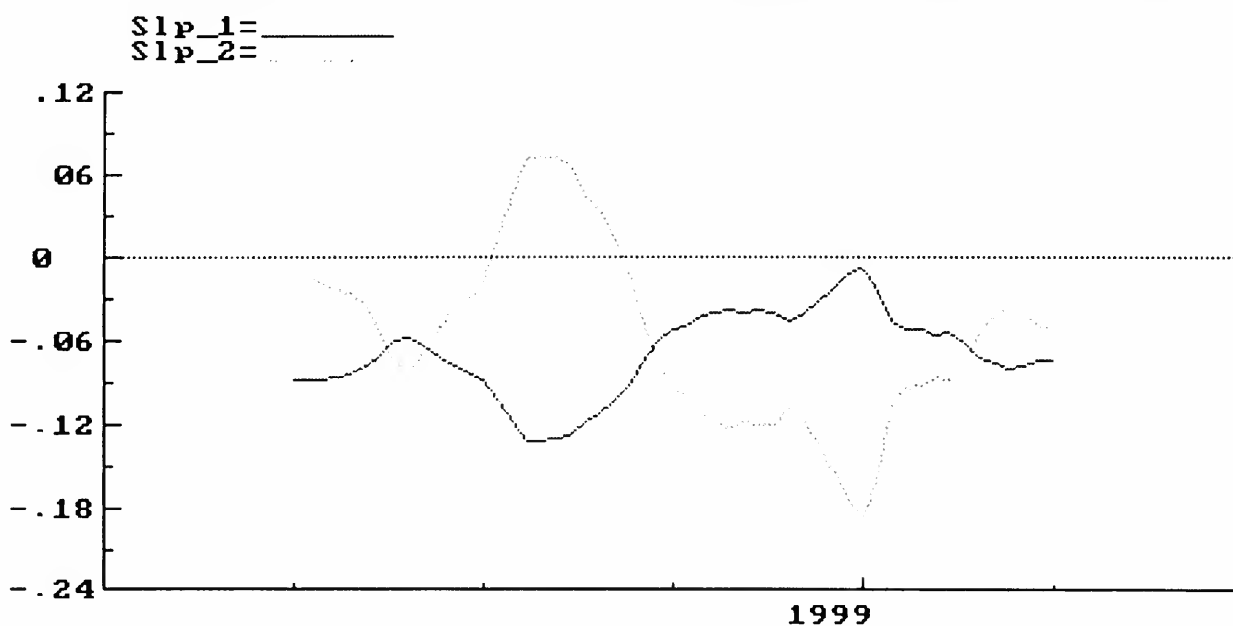
12 A mesma variável não foi inserida na modelagem via ESTANR em virtude de sua operacionalização implicar a mesma especificação para a série americana, ou seja, ambas as séries seriam passíveis de intervenção, o que não era o caso.

**Gráfico 3**  
**Componentes Tendência e Inclinação para o Preço da Soja - Brasil (ESTARN)**

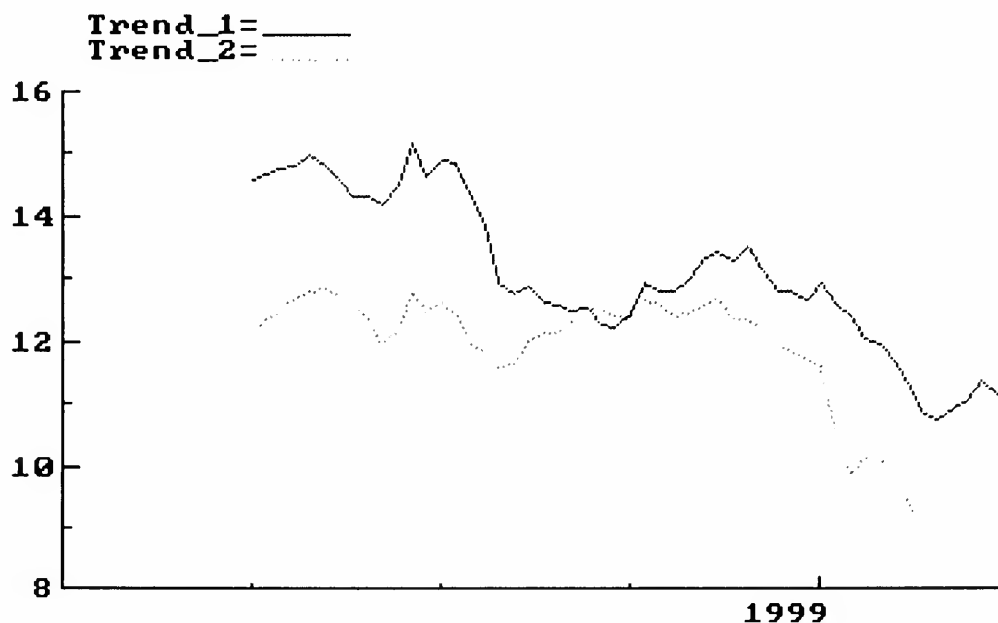


O componente inclinação da tendência para ambas as séries (MPSBR - linha pontilhada, MPSUS - linha cheia) é apresentado no Gráfico 4, onde se observa, claramente, em todo o período analisado, que a série americana possui uma tendência de queda no nível de preços, ou seja, no longo prazo os preços apresentam um comportamento de queda, com o que a inclinação assume valores negativos. Em relação à série de preços brasileira, ela apresentou, por um curto período de tempo, uma tendência de alta no nível de preços. Esse aspecto é um resultado natural, pois a série brasileira acompanha o comportamento dos preços nos Estados Unidos, o que pode ser visualizado no Gráfico 5, onde é apresentado o componente tendência para ambas as séries, indicando que a série brasileira (linha pontilhada) acompanha o comportamento dos preços americanos (linha cheia).

**Gráfico 4**  
**Componente Inclinação da Tendência para os Preços do Brasil e dos Estados Unidos**



**Gráfico 5**  
**Componente Tendência para os Preços do Brasil e dos EUA**



Em razão das incertezas e das variações de preços associadas ao risco de mercado, esse resultado implica uma inclinação da tendência muito mais elevada no caso brasileiro, tornando-se mais visível pela maior amplitude dos picos da inclinação em relação ao comportamento médio. A explicação para tal fato reside, no caso americano, na maior utilização dos mercados futuros e na eficiente disseminação das informações com relação aos estudos sobre o mercado agrícola americano. (Silva 1998) Por conseguinte, observa-se uma maior estabilidade com relação ao planejamento e comercialização agrícola, bem como em relação à formação de preços, o que se reflete em uma tendência de queda mais uniforme, no sentido de ser sempre negativa, variando apenas em magnitude.

No caso brasileiro, a inclinação da tendência mostra, sobretudo no período de safra, uma maior instabilidade de preços. Esse comportamento encontra reflexos no fato de que, durante todo o período analisado e a despeito dos preços nos Estados Unidos estarem em declínio, os preços apresentaram durante um período restrito de tempo uma tendência de alta. Contudo, observa-se que o ponto máximo em que ocorreu a maior alta de preços ficou em torno de US\$ 0,06, ao passo que o ponto de maior queda nos preços aproximou-se de US\$ 0,18. Ou seja, aliada a um maior período de queda nos preços do que de alta, torna-se visível a perda de ganhos do produtor brasileiro, especialmente no período de safra, como pode ser visualizado no Gráfico 5, com a tendência de queda nos preços brasileiros mais acentuada em relação aos praticados nos Estados Unidos.



**Tabela 2**  
**Valores Críticos e Estatística do Teste de Tendências Comuns**

Soma dos r Menores Autovalores	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (10%)
0.0787	0.105	0.085

Fonte: Primária.

A existência de tendências comuns, ou cointegração,<sup>13</sup> foi testada considerando-se o teste desenvolvido por Nyblom e Harvey (1997) e Nyblom e Harvey (1999). A Tabela 2 apresenta o resultado do cálculo dos r menores autovalores para  $Y_t$ , cujo valor é 0.0787, menor do que os valores críticos tabelados ao nível de 5% e 10%, o que indica que a hipótese de cointegração não pode ser rejeitada. Por isso, não há uma tendência de que os preços no Brasil se afastem muito dos preços praticados nos Estados Unidos, os quais, por sua vez, mostraram ritmo de queda durante todo o período em análise.

Verificada a cointegração, uma importante conclusão é de que a decomposição dos componentes não observáveis das séries proporcionada pelo filtro de Kalman e os modelos MEST e ESTANR mostra, claramente, que o comportamento de longo prazo das séries é muito semelhante, resultando na presença de tendências comuns, o que não é propriamente uma novidade. No entanto, o diferencial fica por conta de a existência da relação de longo prazo ser expressa em termos de inclinação, de tal forma que a correlação cruzada entre os componentes seja -1.

Em particular, como a ordem das séries influi no resultado, em termos da especificação das tendências comuns, neste trabalho optou-se pela inclusão da série americana primeiro. Remetendo à equação 6, isso significa que a série brasileira apresenta uma relação de inclinação da tendência comum com a americana, representada pelo componente  $\mu_i'''$ . Tal opção é plenamente justificada pelo exame dos Gráficos 4 e 5, onde são apresentados os componentes tendência e sua inclinação, ficando clara a existência de uma relação de longo prazo entre as duas séries, a qual, por sua vez, ficou definida em termos da existência de inclinações comuns entre as séries.

13 A cointegração do preço da soja no Brasil e Estados Unidos é amplamente reconhecida na literatura econômica, tendo destaque os trabalhos de Lima *et al.* (1997), Margarido *et al.* (1998) e Margarido *et al.* (1999), entre outros. Nesse sentido, o teste apresentado nesse trabalho não tem como objetivo verificar a existência de cointegração, apenas dar suporte à especificação de tendências comuns, considerando o arcabouço dos MEST.

Em termos de previsão, a especificação dos modelos ESTANR, ao captar a relação existente entre a inclinação das duas séries, possibilita que as extrapolações para valores futuros da série brasileira utilizem-se dos parâmetros estimados pelo filtro de Kalman na função de previsão para a série americana, a qual, por hipótese, governa os preços, e vice-versa. Esse comportamento, por sua vez, pressupõe uma agregação de informações que, tanto a longo quanto a curto prazo, se mostram relevantes, com a vantagem extra de que as previsões são construídas com base em modelos “univariados”, preservando uma característica fundamental desses, que é a sua simplicidade em termos metodológicos, *vis-à-vis* os modelos multivariados, conjugada com a agregação de informações proporcionada pela especificação de tendências comuns. O resultado esperado, portanto, é uma melhora na capacidade preditiva em relação aos MEST, especialmente no longo prazo.

**Tabela 3**  
**Erros Porcentuais Absolutos Médios - Previsão Quatro Passos**  
**a Frente do Preço da Soja no Brasil**

Especificação	EPAM
Univariada	3.39%
Multivariada	2.94%

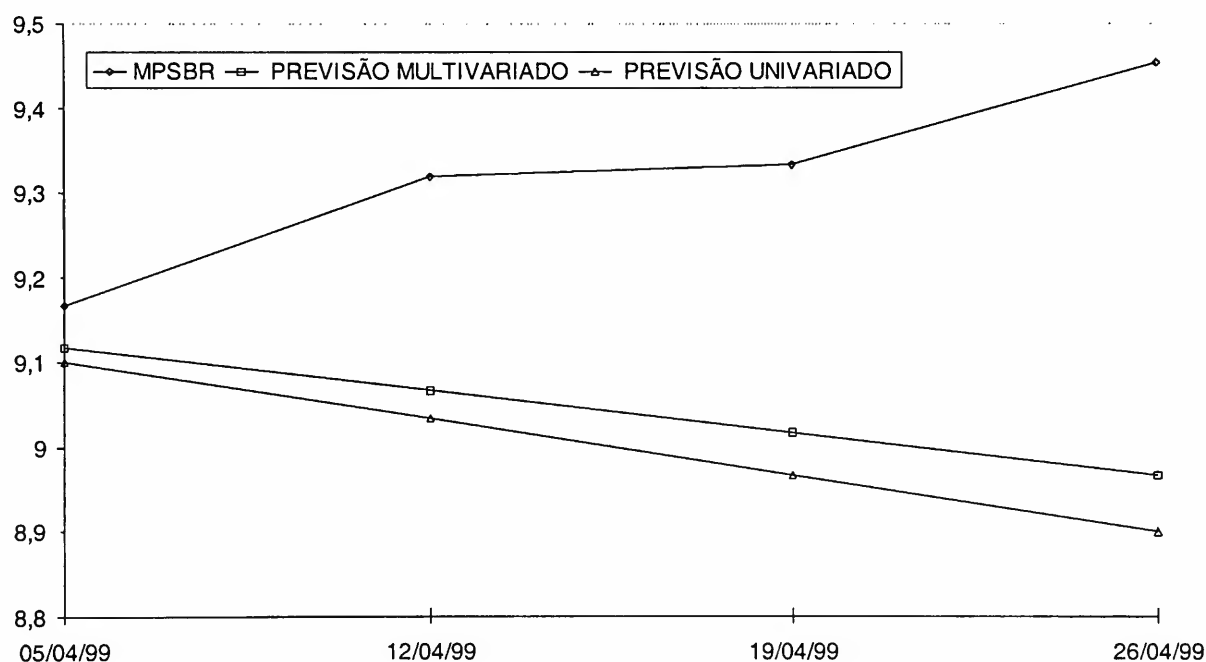
Fonte: Primária.

Com efeito, esse é o resultado obtido, como pode ser observado na Tabela 3, que apresenta os valores dos Erros Porcentuais Absolutos Médios (EPAM) num horizonte de quatro passos a frente, o que corresponde a um mês para a série de preços brasileira, considerando ambas as especificações: univariada e multivariada. O ganho em termos percentuais não se mostrou muito alto; entretanto, esse reflete uma média de erros para quatro semanas. Considerando apenas a primeira observação, os modelos ESTANR apresentaram um erro de apenas 0,54%, correspondente a US\$ 0.05, contra 0,70%, correspondente a US\$ 0.06 para os modelos univariados, o que comprova a grande capacidade de previsão dos MEST, incrementada pelo uso dos modelos ESTANR. Cabe ressaltar ainda que a modelagem multivariada tem a mesma facilidade operacional dos modelos univariados por consistir apenas em uma generalização desses últimos. Nesse sentido, a diferença, em termos de previsão, pode ser considerada relevante.

Ademais, um aspecto importante com a utilização dos modelos ESTARN foi a preservação da influência da série americana sobre a série brasileira, como pode ser visto no Gráfico 6,

onde são apresentados os resultados das previsões e os valores atuais da série. Nesse gráfico, fica claro que a previsão para a série brasileira gerada pela especificação dos modelos ESTANR guardou uma diferença em comparação aos MEST, representada pelo fato de se agregar a esses últimos o comportamento representado pela existência de tendências comuns entre as séries. Em termos práticos, isso significou um distanciamento das previsões realizadas pelos modelos univariados, que tende a aumentar à medida que se amplia o horizonte de previsão. Tal distanciamento ocorre pelo fato de as previsões serem geradas por uma função de previsão linear, a despeito de se permitir que os componentes apresentem um comportamento estocástico.<sup>14</sup> A diferença em relação à função de previsão dos modelos ESTARN é a inclusão dos efeitos da série de preços americana. Como a tendência da série brasileira é tão-somente uma combinação linear da série americana, tem-se o efeito desta última fazendo-se presente por meio de valores previstos um pouco acima daqueles gerados pelo modelo univariado, ainda que a função de previsão seja da mesma forma linear para os modelos ESTARN.

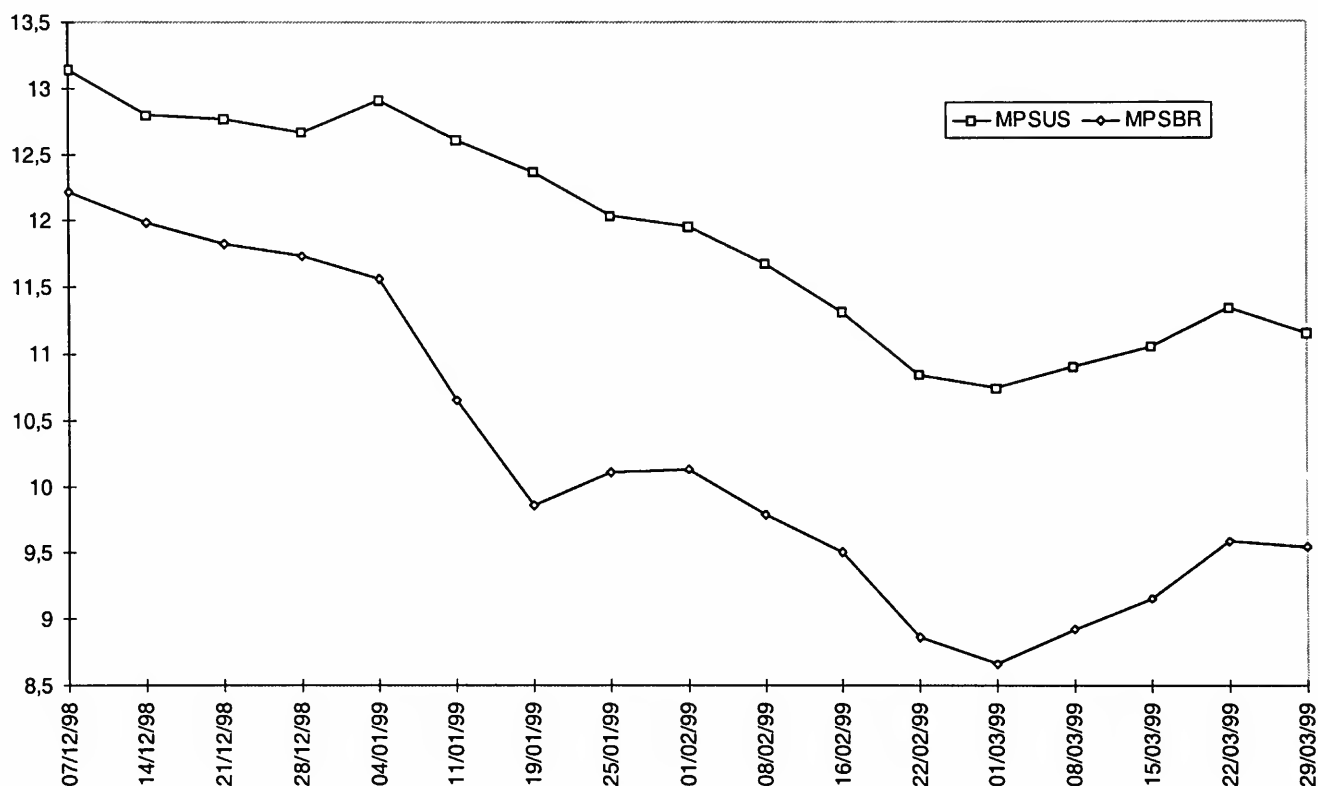
**Gráfico 6**  
**Valores Previstos e Valores Reais do Preço da Soja - Brasil**



14 A função de previsão para os modelos ESTANR consiste na resolução de equações a diferenças resultantes da aplicação do operador de expectativas condicionais na equação (6), desconsiderando o termo  $\mu_t''$ , o que resulta em uma função de previsão linear para o componente tendência. Como as observações são iguais à tendência mais um termo ruído branco, a função de previsão para  $y_t$  é a mesma do componente tendência. A extrapolação para valores futuros ocorre a partir da estimativa do último valor dos coeficientes do vetor de estados, o qual depende das ponderações dadas a valores passados. Uma discussão extensiva a respeito das funções de previsão para os MEST pode ser encontrada em Harvey (1989, capítulos 2 e 4).

Assim, ao considerar a presença de tendências comuns entre as séries de preços, deve-se ter em mente que os preços nos Estados Unidos encontram-se, por exemplo, com uma ligeira tendência de queda nos últimos quatro meses antes do início das previsões (dezembro, janeiro, fevereiro e março), ao passo que no Brasil encontram-se em um ritmo mais acelerado de queda no mesmo período, como pode ser observado no Gráfico 7. Como as previsões geradas pelos modelos ESTARN são formadas a partir do desconto de observações passadas,<sup>15</sup> aliadas à influência da série americana, é de se esperar que essas não apresentem uma tendência de declínio tão forte quanto as previsões do modelo univariado, as quais consideram o comportamento das últimas observações, mas apenas da série brasileira. Nem poderia ser diferente, uma vez que tendências comuns implicam cointegração, ou seja, as séries se “movem juntas” no longo prazo, sendo, portanto, fundamental que se considere a influência da série americana na formação de preços no Brasil.

**Gráfico 7**  
**Preço da Soja no Brasil e Estados Unidos (períodos selecionados)**



15 O desconto das observações passadas, neste caso, não foi tão alto, o que, por sua vez, ponderou mais as observações passadas em relação às últimas, gerando uma tendência de declínio na função de previsão contra um comportamento de alta dos preços da soja no Brasil no período considerado.

## 4 Conclusão

Neste trabalho procurou-se investigar a especificação de tendências comuns utilizando o arcabouço teórico dos modelos estruturais, bem como discutir os resultados em termos de previsões, com a utilização dessa especificação em relação aos modelos univariados tradicionalmente utilizados na literatura de séries temporais.

Os resultados demonstraram que existe um ganho em termos de previsão com a utilização dos modelos ESTANR em relação aos MEST univariados. O ganho se mostrou relevante levando-se em consideração que os primeiros constituem uma generalização dos últimos, com a vantagem de guardarem as características de facilidade de operacionalização e de interpretação dos componentes da série via utilização do filtro de Kalman. Não obstante tal fato, as previsões para a série brasileira mostraram uma tendência de melhora em relação às previsões geradas pelos modelos univariados à medida que se ampliou o horizonte de previsão, com os valores previstos sustentando a relação com a série de preços americana, o que, dada a existência de cointegração entre ambas, demonstra a importância da agregação de informações presente na definição de tendências comuns.

Além disso, utilizou-se o teste desenvolvido por Nyblom e Harvey (1999) para a determinação de tendências comuns, ou cointegração, entre as séries de preço da soja no Brasil e nos Estados Unidos a partir da especificação dos modelos ESTANR. Esse teste apresentou resultado favorável à não-rejeição da hipótese nula de que existe uma tendência comum entre as séries ou, de outro modo, à hipótese nula da existência de um vetor de cointegração. Tal resultado já era esperado, mas a realização do teste mostrou-se relevante pela grande vantagem de sua utilização, qual seja, a facilidade de implementação, uma vez que se utilizam as inovações geradas pelo filtro de Kalman para calcular a estatística de teste, ou apenas as observações amostrais no caso da não utilização dos MEST, dependendo do referencial metodológico utilizado.

## Bibliografia

- Corrêa, W. L. R. *Previsão em séries de tempo com quebras estruturais: uma análise comparativa entre modelos estruturais e redes neurais artificiais*. Porto Alegre. (Dissertação de Mestrado). Curso de Pós-Graduação em Economia - UFRGS, 1998.
- Engle, R. F. & Issler, J. V. Common trends and common cycles in Latin America. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro. v. 47, n. 2, p. 149-76.

Fernandes, L. G. L., Navaux, P. O. A; & Portugal, M. S. Previsão de séries de tempo: redes neurais artificiais e modelos estruturais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 253-276, 1996.

Harvey, A. C. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

\_\_\_\_\_. Trend, cycles and autoregressions. *Economic Journal*, Oxford, v. 107, n. 440, p. 192-201, 1997.

\_\_\_\_\_. Testing in unobserved components models. In: Teixeira, J. R. & Carneiro, F. G. *Proceedings of II International Colloquium: Economic dynamics and economic policy*. Brasília: Universa, 1999.

Harvey, A. C. & Koopman, S. J. Multivariate structural time series models. In: Heij, J. M., Schumacher J. M.; Hanzon, B. & Praagman, C. *System dynamics in economic and financial models*. Nova Iorque: John Wiley and Sons, 1997.

Lima, S. M. & Burnquist, H. de. Lei do preço único no mercado internacional: testes empíricos para exportações do complexo soja (grãos e farelo). *Anais do XXXV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*. Natal – RN, 1997

Maddala, G. S. & Kim, I. M. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

Margarido, M. A. & Sousa, E. L. L. Formação de preço da soja no Brasil. *Agricultura em São Paulo*. São Paulo, v. 45 n. 2, p. 52-61, 1998.

Margarido, M. A.; Sousa, E. L. L. de & Barbosa, M. Z. Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais. *Anais do XXXVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Foz do Iguaçu - PR, 1999.

Nelson, M. C. & Plosser, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, n. 10, p. 139-162, 1982.

Nyblom, J. & Harvey, A. C. Testing for common stochastic trend components in a multivariate time series model. *Discussion Paper*. Cambridge: University of Cambridge, 1997.

\_\_\_\_\_. Tests of common stochastic trends. *DAE Working Paper number 9902*. Cambridge: University of Cambridge, 1999.

Pino, F. A. & Rocha, M. B. Transmissão de preço da soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, v. 32, n. 4, p. 345-361, 1994.

Portugal, M. S. Neural networks versus time series methods: a forecasting exercise. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 49, n. 4, p. 611-629, 1995.

Portugal, M. S. & Corrêa, W. L. R. Previsão de séries de tempo na presença de mudança estrutural: redes neurais artificiais e modelos estruturais. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 2, n. 3, p. 487-514, jul./set. 1998.

Silva, A. B. M. *Análise da eficiência do mercado futuro de soja no Brasil*. Viçosa (Dissertação de Mestrado) Curso de Economia Rural - Universidade Federal de Viçosa, 1998.





# O método de avaliação contingente como instrumento de gestão de projetos ambientais: avaliação da segunda fase do Projeto Tietê\*

Paulo Borba L. de Moraes<sup>§</sup>  
Fernanda Gabriela Borger<sup>¶</sup>

## RESUMO

A avaliação econômica dos custos e benefícios ambientais tem sido um dos principais temas para a análise de projetos ambientais. Nas últimas décadas, vários métodos foram desenvolvidos para estimar os benefícios e custos ambientais. Dentre estes, o método Avaliação Contingente tem sido um dos mais utilizados para a avaliação econômica do meio ambiente. Este artigo apresenta a utilização do método de avaliação contingente para avaliar a Segunda Fase do Projeto de Despoluição do Rio Tietê, evidenciando o estado da arte no que diz respeito à elaboração da pesquisa e ao processo de estimação dos parâmetros de disposição a pagar. Constatou-se que a aplicação de modelos intrinsecamente consistentes com a teoria, como o *Bounded Logit*, resulta em menor dispersão dos resultados do que os métodos usualmente empregados - LOGIT linear e logarítmica -, que implicam o uso de medidas arbitrárias para resolver as inconsistências resultantes.

**Palavras-chave:** avaliação contingente, qualidade da água, benefício ambiental.

## ABSTRACT

The economic evaluation of the costs and environmental benefits has been one of the main themes for the analysis of environmental projects. In the last decades several methods were developed to assess the environmental benefits and costs. Among these methods, the Contingent Valuation method has been one of the most used for economic evaluation of the environment. This article presents the use of Contingent Valuation method in the evaluation of the Second Stage of the Project Despoluição do Rio Tietê. It shows the state of the art of referendum contingent valuations models concerning estimation of willingness to pay parameters. One verifies that the application of models theoretically consistent, like Bounded Logit, results in smaller dispersion of parameters than the methods usually used - linear and logarithmic LOGIT -, that imply the use of arbitrary measures to solve the resulting inconsistencies.

**Key words:** contingent valuation, quality of the water, environmental benefits.

**JEL classification:** Q25, Q26.

---

\* A aplicação do método de Avaliação Contingente foi realizada no âmbito dos estudos de viabilidade econômica para pedido de financiamento ao BID da Segunda Etapa do Projeto de Despoluição do Rio Tietê, SABESP (1998), por meio da COBRAPE- Companhia Brasileira de Empreendimentos. A equipe que realizou os estudos foi coordenada pelo Engenheiro Carlos Alberto de Oliveira Pereira, e contou com a participação dos autores do artigo e do Professor Robert Mitchell como consultor internacional.

§ Economista, Mestre em Administração pela FEA-USP.

¶ Pesquisadora da Fipe, Doutoranda em Administração da FEA-USP.

Recebido em novembro de 1999. Aceito em junho de 2000.

## Introdução

Um dos temas mais destacados na área de gestão de projetos de investimento tem sido a incorporação da dimensão ambiental na análise de viabilidade e no processo de tomada de decisões econômicas. Houve um enorme avanço nos últimos anos no desenvolvimento de estudos para a avaliação econômica do meio ambiente e na formulação de instrumentos econômicos de gestão ambiental.

Dentre os métodos desenvolvidos para a avaliação econômica do meio ambiente, o método de Avaliação Contingente tem sido um dos mais utilizados e efetivos para estimar os benefícios de projetos ambientais. As vantagens oferecidas pelo uso do método explicam por que esta tem sido amplamente aplicada em estudos de viabilidade econômica de projetos de investimentos públicos. Entre estas vantagens pode-se citar a simplicidade, a flexibilidade e o embasamento da teoria econômica para a sua aplicação.

Agentes financeiros internacionais, como o BIRD - Banco Mundial e o BID - Banco Interamericano de Desenvolvimento, têm utilizado a metodologia para a estimativa de benefícios econômicos e estudo de viabilidade de projetos a serem financiados por tais instituições. Na última década, dos 18 projetos que envolvem ampliação de infra-estrutura sanitária aprovados pelo BID, 13 empregaram o método para estimar parte dos benefícios proporcionados. (Vaughan *et al.* 1999)

No Brasil, vários estudos de viabilidade econômica empregaram o método para estimar os benefícios de investimentos em programas e projetos ambientais. Entre estes podemos citar a estimativa dos benefícios do Projeto de Recuperação Ambiental da Bacia do Guarapiranga em São Paulo (financiado pelo BIRD), Avaliação Econômica da Implantação de Modelos de Gestão de Recursos Hídricos em Bacias Hidrográficas - Alto Tietê, Piracicaba, no Estado de São Paulo; Paraíba do Sul, nos Estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais; Rio Doce, nos Estados de Minas Gerais -, realizados pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - FIPE.

O uso do método para estimar os benefícios econômicos está se transformando numa prática comum na análise de projetos, principalmente após a realização do “*NOOA panel on Contingent Valuation*” - 1992, que contou com a participação de especialistas, entre eles dois laureados com o prêmio Nobel: Kenneth Arrow e Robert Solow. Tal painel resultou na definição de diretrizes e recomendações para a aplicação do método que, se por um lado tornam evidente a existência de críticas e restrições ao seu emprego, por outro, atestam o seu reconhecimento e aceitação. (Borger, 1995)

Assim, embora seja aceita e adotada como método de avaliação econômica, ainda é objeto de discussões e críticas. Como a fonte das informações é obtida por meio de uma pergunta direta constante de um questionário, pode-se concluir, ingenuamente, que é simples a elaboração da pesquisa e a solicitação das respostas. No entanto, conduzir uma pesquisa de Avaliação Contingente envolve circunstâncias diferentes das verificadas em pesquisas convencionais e que devem ser consideradas.

Este trabalho pretende demonstrar o potencial de utilização do método como um instrumento de gestão futura de projetos de investimento que envolvem a provisão de bens e serviços ambientais e a aplicação dos modelos econométricos propostos por Haab e McConnell (1997a e 1997b), por meio da apresentação da aplicação do método na estimação dos benefícios da Segunda Etapa do Projeto de Despoluição do Rio Tietê.

O trabalho está organizado em quatro partes. A primeira apresenta os objetivos do trabalho; a segunda expõe o método, aspectos teóricos e metodológicos; na sequência são apresentados a aplicação do método para o Projeto Tietê, seus resultados e, por fim, as considerações finais.

## **1 Objetivos da pesquisa: avaliação dos benefícios ambientais do Projeto de Despoluição do Rio Tietê - segunda etapa**

O Projeto de Despoluição do Rio Tietê, em sua 2ª etapa de implantação, compreenderá a melhoria e ampliação do sistema de esgotos da RMSP, com o prosseguimento do processo de descontaminação da bacia do Alto Tietê iniciado na 1ª etapa. Dada a dimensão do projeto integral e o volume de recursos necessários para solucionar o problema ambiental do rio, a implantação do projeto vem ocorrendo por etapas.

Na 1ª etapa do projeto foram realizadas obras específicas de coleta e tratamento de esgotos domésticos e industriais, com vistas a estabelecer as bases para atingir o objetivo de descontaminar o Alto Tietê a médio e longo prazos. Na 2ª etapa será dado prosseguimento às obras de coleta e interceptação, com ênfase nas sub-bacias não atendidas anteriormente, especialmente na Bacia do Rio Pinheiros.

Com a execução do projeto pretende-se atingir as seguintes metas: estender o serviço de coleta de esgotos para aproximadamente 440.000 famílias, ampliando a cobertura de 85% para 93% em 2003; aumentar a capacidade nominal atual de tratamento em 4,75 m<sup>3</sup>/s, incrementando o porcentual de esgotos tratados em relação aos esgotos coletados de 60%

em 1998 para 71% em 2003; aumentar as atividades de recreação (pesca e barcos) no Reservatório de Bom Jesus de Pirapora; reduzir o custo de obtenção de água para fins industriais na região de Cubatão; reduzir as doenças de veiculação hídrica nas microbacias da Bacia Tietê; eliminar os maus odores nos trechos críticos dos rios Tietê e Pinheiros; reduzir a incidência de doenças respiratórias em Bom Jesus de Pirapora.

O Projeto de Despoluição do Rio Tietê - Segunda Etapa envolve a execução de múltiplas obras - ampliação da rede, de interceptores e tratamento de esgoto – que, por sua vez, irão proporcionar diversos benefícios que afetam diferentes grupos de beneficiários. As obras de coleta e o tratamento dos esgotos domésticos e industriais previstas no projeto têm forte impacto na melhoria da qualidade de vida, principalmente daqueles que moram, trabalham ou trafegam ao longo dos rios e córregos que compõem a bacia hidrográfica do Alto Tietê.

O objetivo da pesquisa de avaliação contingente foi estimar os benefícios ambientais do componente de interceptação de esgotos do projeto, especificamente a melhoria da qualidade das águas do rio Tietê e seus afluentes na área da RMSP. O conjunto de práticas usualmente aplicadas em avaliação contingente foi aplicado na análise econômica do Projeto de Despoluição do Rio Tietê - Segunda Etapa, sendo os aspectos metodológicos e os resultados obtidos apresentados a seguir.

## **2 Formulação da pesquisa**

### **2.1 Metodologia - concepção da pesquisa**

O método de Avaliação Contingente baseia-se na teoria da utilidade do consumidor, que estima mudanças de bem-estar em termos monetários associando mudanças do nível de preços com mudanças nas quantidades consumidas. Estima, por conseguinte, o valor econômico dos bens e serviços com base no conceito de disposição máxima a pagar - DAP, que é a medida monetária das mudanças no bem-estar das pessoas.

A pesquisa de Avaliação Contingente requer a formulação de um mercado hipotético para a avaliação de um bem que não é transacionado no mercado. Entre as principais questões relacionadas com o método estão: a dificuldade dos entrevistados em avaliar bens fora das transações normais de mercado, como esgoto, proteção de espécies, ar puro, paz e sossego, biodiversidade, despoluição de rios e praias, melhorias na qualidade da água etc.

A concepção da pesquisa e a elaboração do instrumento de coleta de dados são as atividades críticas da pesquisa. O ponto de partida é definir o objeto a ser avaliado para montar o cenário a ser apresentado aos entrevistados. Deve-se atentar para o fato de que será apresentada uma situação nova aos entrevistados, os quais devem responder quanto pagariam por uma mudança hipotética num bem público que não faz parte da sua rotina de trocas. Não há uma abordagem padrão para o desenho da pesquisa de avaliação contingente; no entanto, há uma série de elementos bem definidos para realização da pesquisa que se pode levar em conta, como um roteiro metodológico, para garantir a confiabilidade e validade dos resultados. (Belluzzo,1999)

Smith (1998) destacou os pontos, enfatizados pelo *NOOA Panel* como doenças da pesquisa, que devem ser verificados quando se analisa a confiabilidade dos resultados de uma pesquisa de Avaliação Contingente:

- a taxa de não-resposta da pesquisa ou da pergunta sobre a DAP não pode ser alta;
- a resposta inadequada ao escopo da mudança ambiental proposta;
- a não compreensão, pelo respondente, da proposta de avaliar a mudança ambiental;
- ausência de confiança no cenário proposto;
- a resposta afirmativa ou negativa à pergunta sobre a DAP sem referência à dimensão dos custos e valores do projeto proposto.

#### a) Caracterização do bem contingente

A montagem do cenário a ser apresentado ao entrevistado é o aspecto-chave da concepção do estudo. O entrevistado deve saber o que está pagando ou deixando de pagar e como será o pagamento e as conseqüências de sua escolha. Estas são as condições mínimas para se fazer uma escolha racional dentro de um contexto da teoria da utilidade do consumidor.

Um ponto importante que caracteriza a pesquisa é como obter a disposição a pagar do entrevistado. Há várias maneiras alternativas de perguntar a DAP, sendo duas as principais:

- 1) o formato aberto (*Open Ended*) da pergunta, onde o entrevistado expressa o valor que deseja, e que é obtida por meio da seguinte pergunta: “Qual a sua disposição máxima a

pagar por um determinado bem ou serviço?” Este enfoque tem sido criticado pelos especialistas por ser extremamente vago e por levar as pessoas a expressarem mais as atitudes com relação ao bem do que avaliarem o bem ou projeto em questão;

- 2) para a avaliação de bens públicos utiliza-se o modo “*referendum*”,<sup>1</sup> sendo este uma das recomendações do *NOOA Panel*. Baseia-se no modelo político de mercado, onde as pessoas, à medida que fazem opções políticas e pagam pela provisão de bens públicos mediante taxas, tarifas públicas e impostos, estão acostumadas com o mecanismo de escolha. Nesse contexto, expressam suas preferências por votação, aprovando ou desaprovando alternativas, produzindo um cenário mais realista para a pesquisa de Avaliação Contingente. A pergunta é dicotômica e envolve uma escolha do entrevistado: “Você está disposto a Pagar a quantia \$ X pelo programa que está sendo avaliado?” Sim ou Não? Na questão que extrai a disposição a pagar pelos bens deve ser explicitado o meio de pagamento (taxa, tarifa, imposto, preço etc.) e a periodicidade do mesmo.

O questionário é o instrumento essencial da pesquisa, pois é mediante sua compreensão que os entrevistados avaliam o bem e ou serviço proposto, sob a circunstância hipotética do mercado e do cenário exposto na pesquisa. A formulação do questionário envolve a redação das perguntas, o uso das palavras, a ordem seqüencial das perguntas e a maneira de transmitir as informações sobre o cenário e o bem a ser avaliado pelo entrevistado, podendo ser usado material de apoio, como fotografias ou desenhos, para auxiliar a compreensão do entrevistado.

Vários fatores podem influenciar as respostas dos entrevistados, desde a falta de informações, que pode afetar a compreensão dos entrevistados, até prover informações desnecessárias que levem os entrevistados a compreender, de maneira diversa, a intenção da pesquisa. O questionário deve ser informativo, claramente entendido e ter uma aplicação uniforme para todos os entrevistados.

Os pesquisadores que aplicam o método utilizam uma combinação de técnicas qualitativas exploratórias como *focus-group*, entrevistas em profundidade, pré-testes, e recursos visuais para que a maioria dos respondentes compreenda o cenário e as questões apresentadas em conformidade com as intenções da pesquisa. Estas técnicas subsidiam a pesquisa

---

1 O modelo *referendum* foi utilizado pela primeira vez por Bishop e Herbelein (1978), num estudo sobre caça de patos em Wisconsin.

quantitativa. A pesquisa de Avaliação Contingente pode ser considerada um tipo de pesquisa pluralística, pois combina métodos qualitativos e quantitativos com vistas a obter as vantagens de ambos.

## 2.2 Tratamento adotado

Como o processo de coleta de dados é a entrevista pessoal, surgem duas preocupações: a compreensão do cenário para que os respondentes tenham condições de avaliar a situação proposta e como prender a sua atenção. O processo de elaboração do questionário compreendeu a realização de duas sessões de *focus group*, com participantes de diferentes níveis socioeconômicos e escolaridade, de pré-teste e da pesquisa piloto (150 entrevistas domiciliares).

O questionário foi estruturado em perguntas abertas e fechadas, compreendendo um bloco de perguntas referentes à percepção dos entrevistados com relação à provisão atual dos serviços de água e esgoto, um bloco de questões com as características socioeconômicas do entrevistado e o bloco com perguntas destinadas a obter a disposição a pagar. Antes da pergunta propriamente dita, é apresentado o cenário ou a construção hipotética de mercado.

O cenário foi elaborado com extremo cuidado, sendo apresentado aos entrevistados juntamente com uma seqüência de mapas e fotos para que fosse entendido e ficasse plausível para todos os entrevistados. Para que o cenário seja aceitável e compreensível para o entrevistado ele deve saber:

### a) Qual o bem que está sendo avaliado

O bem avaliado pela pesquisa diz respeito aos efeitos ambientais providos pelo projeto de Despoluição do Rio Tietê - Segunda Etapa. Entre estes efeitos estão a melhoria das condições ambientais da área da bacia, a melhoria da qualidade de vida e padrões de saúde da população e outros benefícios. Apresentar todos os benefícios no contexto da pesquisa não seria possível, pois os entrevistados não entenderiam o cenário, a amplitude e dimensão do projeto, comprometendo os resultados da pesquisa. Para evitar que tal ocorresse, o objeto avaliado foi a melhoria na qualidade das águas do Rio Tietê e seus principais afluentes na área da RMSP.

Na apresentação do cenário ao respondente foram descritas:

- a situação atual da qualidade das águas do rio Tietê e seus principais afluentes na Grande São Paulo, destacando os diferentes níveis de qualidade - boa, aceitável e péssima – e as

respectivas características (cheiro, existência de vida aquática e própria/imprópria para nadar);<sup>2</sup>

- as causas da poluição, que resultaram na deterioração da qualidade da águas, como a descarga de esgotos nos córregos e cursos d'água que são carregados para os afluentes e para o rio Tietê;
- as obras para a expansão do sistema de esgoto - interceptores, rede de esgoto e estação de tratamento - necessárias à despoluição do rio e seus afluentes.

b) Qual a mudança que está sendo proposta

- os efeitos na qualidade das águas se as obras previstas no projeto fossem realizadas. Foram apresentadas por meio de um gráfico com a situação da qualidade dos rios atual (1998), a situação da qualidade em 2003, depois de 5 anos, e a situação da qualidade em 2008 (após 10 anos).

c) Quem é o responsável pela execução do projeto e administração dos recursos, as condições de provisão dos bens e do seu pagamento (periodicidade e tempo de duração).

A apresentação do contexto institucional do projeto foi avaliada nas sessões dos *focus-group* e no pré-teste do questionário, para observar a reação dos entrevistados e as possíveis influências nas suas respostas. Pela análise dos grupos verificou-se que a SABESP era conhecida como a “empresa” prestadora de serviços de abastecimento, e não havia uma identificação negativa associada ao governo que pudesse levar a respostas que expressam atitudes em relação à provisão do bem e não sua avaliação. Este tipo de resposta é esperada, sendo identificada como uma atitude de “protesto” ao governo, uma manifestação da sua insatisfação com o governo. O respondente não é contrário ao projeto ou à mudança proposta, mas a falta de confiança nas instituições governamentais o leva a rejeitar o projeto.

Um aspecto destacado pelos entrevistados, na fase qualitativa, foi que a executora das obras deveria prestar esclarecimentos à população quanto ao andamento das obras e administração dos recursos via TV e rádio.

---

2 Os níveis de qualidade foram definidos pelo parâmetro de qualidade-quantidade de DBO fornecidos pela equipe técnica da SABESP.



Com base na análise dos grupos, a SABESP foi apresentada como executora das obras, e como tal forneceria semestralmente um relatório de andamento das obras divulgado pelo rádio e TV e também que os recursos seriam arrecadados somente após a realização das obras.

A exposição do cenário vinha seguida da pergunta relativa à Disposição a Pagar, em que o entrevistado respondia SIM ou NÃO a um valor previamente definido. Os valores dos lances da DAP no modelo *referendum* são definidos empiricamente na fase exploratória da pesquisa, usando valores diferentes para se obter um “*range*” mais próximo da curva de distribuição das probabilidades das respostas. Os valores foram testados nos *focus group*, pré-teste e pesquisa piloto. Os lances utilizados na pesquisa final foram: 0,50, 2,00, 5,00, 12,00 e 20,00, expressos em R\$ por domicílio/mês.

Na questão que visa extrair a disposição a pagar pelos bens deve ser explicitado o meio de pagamento (taxa, tarifa, imposto, preço etc.) e a periodicidade do mesmo. Na pesquisa, este consistiu de um adicional na conta mensal de água por um período de 10 anos.

Após a pergunta sobre a Disposição a Pagar é de praxe perguntar por que a resposta foi positiva ou negativa. Esta pergunta é aberta e as respostas são agrupadas para se detectar os motivos mais frequentes para a aceitação e rejeição da proposta. A identificação das razões das respostas é importante para a equipe do projeto e administradores, pois permite conhecer melhor a opinião dos beneficiários e subsidiar o planejamento de projetos e investimentos públicos futuros.

### 2.3 Amostragem

O procedimento de amostragem é também uma etapa importante da pesquisa. Deve-se identificar a população-alvo, determinar quem deve ser entrevistado, e como localizar estas pessoas. Para identificar a população-alvo deve-se definir quais os agentes econômicos que serão afetados pela mudança proposta no nível do bem que está sendo avaliado, a extensão do mercado e a caracterização desta população.

- Dimensionamento e seleção da amostra

A população-alvo da pesquisa é constituída dos potenciais beneficiários do projeto, no caso, os moradores da Região Metropolitana de São Paulo. Para dimensionamento e seleção da amostra foram utilizados os dados do Censo-IBGE.

Os levantamentos feitos pelo IBGE em 1996 resumiram-se à contagem populacional. Assim sendo, os últimos dados disponíveis de renda referem-se ao rendimento médio mensal dos chefes de família pesquisados pelo Censo de 1991. O rendimento médio calculado para a RMSP foi de 6,37 salários mínimos (um salário mínimo correspondente a R\$ 151,00/mês, atualmente), sendo o desvio padrão, apurado com base na distribuição do rendimento por faixas de salários mínimos, equivalente a 5,40 salários mínimos.

Com base nestas informações, e considerando um intervalo de confiança de 95% e erro amostral máximo de 10%, foi dimensionada uma amostra de 276 domicílios. Entretanto, uma vez que a principal variável que se pretendia amostrar consistia de uma variável binária, que representaria a probabilidade de uma resposta afirmativa à pergunta de disposição a pagar, decidiu-se aumentar o tamanho da amostra fixando-se um tamanho mínimo de 600 questionários válidos. Medido com base nos dados do Censo de 1991, esses números representam um erro amostral máximo de 6,8%. Quanto à distribuição dos 600 questionários dimensionados, optou-se por aumentar a eficiência da amostra por meio da estratificação dos domicílios por sub-região. A amostra total foi dividida em subamostras de tamanhos iguais (120) para a distribuição aleatória de diferentes valores da DAP entre os entrevistados, seguindo o modelo *referendum* para a pergunta sobre a DAP.

### 3 Estimação da DAP

Os procedimentos econométricos estimam a mudança do bem-estar, sendo possível estabelecer os valores da DAP dos estudos, quais os seus principais fatores determinantes e a função de utilidade indireta adotada. Isto é possível de ser feito por meio da análise de regressão, onde se espera que uma série de variáveis independentes (renda, idade, grau de satisfação com a provisão atual, nível de educação etc.) determinem a função de utilidade do bem que está sendo avaliado.

Uma das questões ainda bastante controversas com referência ao método consiste na apuração do valor da DAP, seja em termos de modelos não-paramétricos e paramétricos, seja em termos de medida da DAP, valor médio ou mediano.

#### 3.1 Modelos de estimação da disposição a pagar

McConnell (1995) propôs a aplicação da distribuição Turnbull para a apuração do valor médio da DAP. Vamos supor a realização de uma pesquisa com “j” valores submetidos a *referendum* ( $c_j$ ), sendo  $j= 1,2,3\dots M$ . Considera-se que o valor  $c_0$  é igual a zero com 100% de

aceitação (ou 0% de rejeição) e o valor  $c_{M+1}$  tende a  $\infty$ , com 0% de aceitação (100% de rejeição).

Desse modo, à medida que aumenta o valor  $c_j$  aumenta também a rejeição, sendo este incremento interpretado como a probabilidade de aceitação de valores entre  $c_{j-1}$  e  $c_j$ , ou seja, se a rejeição a  $c_{j-1}$  era de 80% e a  $c_j$  de 65%, pode-se concluir que existe 15% de probabilidade de aceitação de valores situados entre  $c_{j-1}$  e  $c_j$ . Pode-se assumir, portanto, que 15% de  $c_{j-1}$  é uma medida do limite inferior da DAP neste intervalo. Somando o resultado deste produto referente a todo o espectro de  $c_0$  a  $c_M$ , obtém-se um valor médio do limite inferior da DAP para a amostra considerada.

As vantagens apontadas são de que este método evita o esforço computacional requerido em alguns procedimentos paramétricos usualmente empregados, podendo a DAP ser obtida com o apoio de uma calculadora não científica. Além disso, por sua simplicidade, o método possibilita ao analista, mesmo não iniciado em econometria, intuir o conceito implícito no cálculo da DAP. Finalmente, o valor da DAP resultante da aplicação do método é conservador à medida que o cálculo proposto foi concebido tendo em vista captar o limite inferior do valor médio da DAP. Em termos algébricos, o cálculo do valor médio do limite inferior da DAP pode ser expresso por:

$$E(LI_{DAP}) = \sum_{j=1}^{M+1} c_{j-1} p_j, \text{ onde:}$$

$$p_{M+1} = 1 - F_M$$

$$LI_{DAP} = \text{limite inferior da DAP}$$

$$c_j = \text{valor referendado "j"}$$

$$p_j = F_j - F_{j-1} = \text{probabilidade de que a DAP do entrevistado situe-se no intervalo entre } c_{j-1} \text{ e } c_j$$

$$F_j = P(DAP < c_j) = \frac{N_j}{Y_j + N_j}$$

$$Y_j = \text{número de respostas afirmativas ao valor } c_j$$

A variância de  $E(LI_{DAP})$ , por sua vez, pode ser obtida por:

$$V\left(\sum_{j=1}^{M+1} c_{j-1} p_j\right) = \sum_{j=1}^{M+1} c_{j-1}^2 (V(F_j) + V(F_{j-1})) - 2 \sum_{j=1}^M c_j c_{j-1} V(F_j), \text{ onde}$$

$$V(F_j) = \frac{F_j(1-F_j)}{N_j + Y_j}$$

Com relação aos modelos paramétricos, tem prevalecido a utilização do modelo LOGIT, em suas formas linear e logarítmica.<sup>3</sup> Ambas as formas apresentam problemas no que se refere ao comportamento estratégico do consumidor, que responde sim por desejar o bem, mesmo que o valor perguntado seja incompatível com sua renda. Como resultado, o valor da DAP poder ser sobrestimado. No caso específico do modelo linear, valores negativos e, portanto, inconsistentes com a teoria, têm sido obtidos, conforme discutido em McConnell e Ducci (1989).

Na prática, estes problemas têm sido tratados da seguinte maneira: a) primeiro recomenda-se a não utilização de modelos lineares que apresentem números negativos; b) com referência à relação valor da DAP e renda, propõe-se um teto máximo estabelecido de maneira exógena e eliminam-se os casos que extrapolam este teto ou, ainda, estes casos podem ser mantidos sendo o valor da DAP substituído pelo teto; c) uma terceira solução consiste em calcular o valor médio da DAP, truncando-se a integral da função até um limite considerado aceitável, definido de novo de maneira exógena; d) propugna-se, além disso, a utilização da mediana como valor conservador do cálculo da DAP.

Haab e McConnell (1997a) consideram tais soluções arbitrárias e estabelecem alguns critérios mínimos necessários às distribuições da DAP de modo a que sejam consistentes tanto em relação ao processo de estimação da função como de cálculo do parâmetro, quais sejam:

1. a DAP deve ter um limite inferior não negativo e um limite superior não superior à renda familiar;
2. o processo de estimação e cálculo não deve estar submetido a truncamentos definidos arbitrariamente;

3 Alternativamente é utilizado o método PROBIT, que é similar ao LOGIT utilizando valores padronizados.

3. deve haver consistência entre o procedimento aleatório para a estimação e para o cálculo da DAP.

Como decorrência, analisam modelos que atendem esses critérios, como o modelo Beta, que apresenta, contudo, dificuldades de estimação e cálculo de parâmetros. Em agosto de 1997 os mesmos autores desenvolveram um modelo de fácil aplicação em pacotes econométricos disponíveis no mercado, como o SAS e o LIMDEP, denominado *bounded logit*, que atende aos critérios mínimos fixados. Neste caso, a medida da DAP, expressa pela mediana, é obtida por:

$$DAP_{med} = \frac{A_i}{1 + e^{-X_i\beta}}, \text{ onde :}$$

$DAP_{med}$  = valor mediano da DAP

$A_i$  = renda familiar do indivíduo "i", assumida como limite superior da DAP

$X_i$  = variáveis explicativas

$\beta$  = coeficientes das variáveis explicativas obtidos através de uma função LOGIT

onde, além das variáveis  $X_i$  foi introduzida uma variável dada por :  $\frac{A_i - c_i}{c_i}$ , sendo

$c_i$  o valor perguntado ao indivíduo "i", divididos pelo coeficiente desta variável

## 3.2 Resultados da estimação

### a) Resultados estatísticos

A análise dos resultados inicia-se com o tratamento e análise estatística dos dados e posteriormente é feito o processamento econométrico. Após a análise qualitativa dos dados, foram obtidas 600 observações válidas. A Tabela 1 apresenta as respostas dos entrevistados para a disposição a pagar:

**Tabela 1**  
**Resultados para a Disposição a Pagar**

Valor R\$ fam/mês	Sim		Não		Total
	freqüência	%	freqüência	%	
0,5	64	53	56	47	120
2	60	50	60	50	120
5	37	31	83	69	120
12	32	27	88	73	120
20	18	15	102	85	120
Total	211	35	389	65	600

Antes da apresentação do cálculo da disposição a pagar é interessante destacar os motivos apontados pelos entrevistados para as respostas positivas e negativas. Como a pergunta é aberta para obter a resposta espontânea dos entrevistados, os motivos externados pelos respondentes foram agrupados por similaridade de resposta (pode haver mais de uma razão nas respostas de cada entrevistado).

Os motivos para pagar evidenciam a preocupação da população metropolitana com a preservação ambiental e melhoria da qualidade da água dos rios da Grande São Paulo, enquanto que os motivos que levam os entrevistados a responder negativamente evidenciam a preocupação com o aumento de pagamento dos impostos, taxas e contas, falta de credibilidade da população em relação à realização de projetos públicos e a não capacidade de pagamento.

As Tabelas 2 e 3 apresentam as respostas mais freqüentes, a primeira apresentando os motivos para pagar e a segunda os para não pagar.

**Tabela 2**  
**Disposição a Pagar - Motivos Apresentados**

Motivos para Pagar	NA	% sobre amostra
Para melhorar a qualidade das águas dos rios/ para os rios ficarem mais limpos	192	32,00
Para as gerações futuras	67	11,17
Preservar o patrimônio da natureza	51	8,50
Tem que acreditar que vai dar certo	27	4,50
% respondentes / amostra	35,17	
Base Respondente	211	

**Tabela 3**  
**Disposição para Não Pagar: Motivos Apresentados**

Motivos para Não Pagar	NA	% sobre amostra
Já pago muitos impostos, taxas, contas	222	37,00
Não acredito que o dinheiro vá para o projeto	165	27,50
Não confio no governo	148	24,67
Não posso pagar	100	16,67
É obrigação do governo	76	12,67
O dinheiro deveria vir de outras fontes / governo federal / estadual / municipal	53	8,83
% respondentes / amostra	64,83	
Base Respondente	389	

A resposta mais freqüente -“já pago muitos impostos, taxas, contas” e “não posso pagar” - reflete uma restrição orçamentária, e as outras evidenciam atitudes de protesto. A elevada incidência das respostas de protesto já era esperada, uma vez que pesquisas de avaliação contingente recentes apresentam tipos de respostas similares às aqui encontradas. Desconsiderar as respostas de protesto levaria a sobrestimar as estimativas do valor econômico de bens e serviços ambientais. Na prática, adota-se uma postura conservadora, reconhecendo-as como negativas. Com efeito, se a população em geral aumentar o grau de confiança nas instituições que prestam os serviços de utilidade pública, é de se esperar que a incidência de respostas negativas diminua.

#### b) Resultados econométricos

A análise econômica do projeto utilizou o método recomendado pela literatura analisada, o *bounded logit* e o método não-paramétrico. Para efeito de comparação, foram delineados diversos procedimentos de estimação paramétrica convencional. Dentre os modelos apresentados e analisados, selecionou-se um modelo que diferencia a disposição a pagar no que diz respeito à distância do domicílio do entrevistado em relação aos rios. Isto pode ser interpretado da seguinte maneira: “quanto maior a proximidade da residência do indivíduo, maior será a sua disposição a pagar” e vice-versa, pois a proximidade significa que o indivíduo é mais afetado pela poluição da águas (odor, doenças e aspectos estéticos).

A proximidade em relação aos rios, já nas sessões de *focus groups*, foi percebida como uma variável importante. Várias perguntas foram introduzidas no questionário para captar esse efeito, selecionando-se a variável Bairro.

Além desta variável, foram selecionadas em uma ou mais versões do modelo o número de pessoas com renda, a idade do entrevistado, a existência ou não de quarto de empregada e medidas de renda. A codificação dessas variáveis consideradas é apresentada a seguir:

- DAP = variável dependente, correspondendo à probabilidade de resposta afirmativa ao valor  $c_j$ ;
- BAIRRO = variável binária, correspondendo a 1 se o entrevistado reside próximo do rio e 0 no caso contrário;
- P14 = número de pessoas residentes com renda;
- P118 = variável binária, valendo 1 se existe quarto de empregada na casa e 0 no caso contrário;
- IDADE = idade do entrevistado;
- VALOR = valor de  $c_j$  (R\$/fam.mês);
- LVALOR = logaritmo natural do valor;
- YBID =  $(A_j - c_j)/c_j$ , sendo " $A_j$ " a renda familiar mensal do entrevistado " $j$ "

Os principais parâmetros resultantes do processamento dos modelos convencionais (*logit* linear e logarítmica) e de 3 modelos utilizando a *bounded logit* estão sumariados adiante.

**Tabela 4**  
**Disposição a Pagar - DAP/Modelos Paramétricos**

MODELO	CTE	P118	IDADE	BAIRRO	P14	VALOR	LVALOR	YBID	Função	Ajuste
Logit	0,76078	0,7968	-2,27E-02	0,66287			-0,49453		-350,6859	68,67%
Logarítmica	(0,330690)	(0,286380)	(0,006943)	(0,198970)			(0,070747)			
Logit	0,7769	0,83572	-2,21E-02	0,6552		-9,78E-02			-350,0071	69,00%
Linear	(0,776910)	(0,835720)		(0,655150)						
			(0,022104)			(0,097759)				
Bounded	-2,1799	0,44341	-1,77E-02	0,5815				0,39046	-353,3194	69,00%
Logit 1	(0,472370)	(0,285390)	(0,006972)	(0,197640)				(0,059545)		
Bounded	-2,0926		-1,52E-02	0,6339	-2,34E-01			0,43121	-352,2418	69,67%
Logit 2	(0,473320)		(0,006916)	(0,198550)	(0,111050)			(0,061267)		
Bounded	-2,2379		-1,66E-02	0,5966				0,39978	-354,5135	68,33%
Logit 3	(0,469430)		(0,006896)	(0,196840)				(0,059032)		
Média	1	0,11	45,8883	0,3067	1,6767	7,9000	1,418	5,32426		
DP		0,3132	13,8308	0,4615	0,8544	7,2338	1,3161	1,6384		
Média (B=1)	1	0,1467	49,3804		1,78804	7,9864	1,4349	5,40634		
DP		0,3548	14,3632		0,95452	7,2693	1,3185	1,76159		
Média (B=0)	1	0,0938	44,3436		1,6274	7,8618	1,4105	5,28795		
DP		0,2918	13,3167		0,8025	7,2264	1,3166	1,5763		

Obs.: a) Valores em parenteses correspondem aos erros padrões dos coeficientes.

b) CTE = constante.

c) Função = resultado da função de log likelihood.

d) Ajuste = porcentagem de correspondência entre valores observados e previstos pelo modelo.

e) DP= desvio padrão.



Além dos modelos paramétricos, foi aplicado o método não-paramétrico, baseado na distribuição Turnbull, considerando as situações de Bairro próximo, distante e total. Os resultados obtidos para as diferentes medidas de restrição da DAP estão sumariados na Tabela 5.

**Tabela 5**  
**Sumário das Medidas da DAP por Família (600 observações)**

Especificação do Modelo	Tipo de Medida	Valor	Valor	
			Bairro =1	Bairro =0
Logit Linear	Média, - a + infinito	0,57	5,21	neg.
Logit Linear	Média Truncada, Zero a infinito	7,38	10,03	6,37
Logit Linear	Média, R\$150 a + R\$150	1,07	5,71	neg.
Logit Linear	Média Truncada, Zero + \$150	7,64	10,34	6,61
Turnbull, Limite Inferior Não Paramétrico	Média, Zero to R\$20 Limite Superior	5,01	6,07	4,51
Logit Logarítmica	Média, 0,001 à Renda Média	2,49	3,84	2,08
Logit Linear	Mediana (igual à média irrestrita)	0,57	5,21	neg.
Logit Logarítmica	Mediana	1,02	2,55	0,68
Turnbull, Limite Inferior Não Paramétrico	Mediana	2,00	3,33	1,83
Logit Linear	Mediana (cálculo aproximado)	1,00	5,00	neg.
Logit Logarítmica	Mediana (cálculo aproximado)	1,00	2,50	0,75
Bounded Logit 1	Mediana	2,19	5,03	0,09
Bounded Logit 2	Mediana	1,80	3,87	,089
Bounded Logit 3	Mediana	1,74	3,82	0,81

Verifica-se, portanto, uma ampla variação do valor da DAP, no caso de Bairro =1, ou seja, dos domicílios mais próximos aos rios principais, de R\$ 2,50/fam.mês até R\$10,03/fam.mês. No caso dos domicílios situados distantes dos rios principais, o valor varia de R\$ 0,09/fam.mês até R\$ 6,37/fam.mês, tendo sido detectados alguns casos de modelos lineares inconsistentes com a literatura, por apresentarem valores negativos.

As estatísticas dos modelos *bounded logit* e da distribuição Turnbull são apresentadas nas tabelas subsequentes.

**Tabela 6**  
**Estatísticas da DAP**

BAIRRO	MODELOS	DAP			
		Mediana	DP	Mínimo	Máximo
Total	Bounded Logit 1	2,187	5,133	0,016	45,806
	Bounded Logit 2	1,801	3,188	0,037	36,542
	Bounded Logit 3	1,737	2,832	0,022	25,696
	Turnbull	5,010	0,47	0,50	20,00
Bairro Próximo	Bounded Logit 1	5,027	8,340	0,061	45,806
	Bounded Logit 2	3,868	5,009	0,104	36,542
	Bounded Logit 3	3,824	4,255	0,081	25,696
	Turnbull	6,07	0,94	0,50	20,00
Bairro Distante	Bounded Logit 1	0,093	1,483	0,016	14,996
	Bounded Logit 2	0,886	0,934	0,037	6,083
	Bounded Logit 3	0,814	0,899	0,022	6,148
	Turnbull	4,51	0,53	2,00	20,00

Utilizando a média resultante do modelo não paramétrico Turnbull e a mediana dos modelos paramétricos *bounded logit*, que atendem aos critérios mínimos propostos por Haab e McConnell (1997b), constata-se que a amplitude verificada reduz-se sensivelmente, passando, respectivamente, de R\$ 3,82 para R\$ 6,07 e de R\$ 0,09 para R\$ 4,51.

### c) Benefícios do projeto

Para esses modelos foram calculados os benefícios a serem futuramente incorporados a estudos de viabilidade econômica. A medida da DAP equivale a um valor mensal por domicílio. A Tabela 7. a seguir, apresenta os cálculo da Disposição a Pagar, utilizando dentre os vários métodos analisados os recomendados pela literatura.

**Tabela 7**  
**Estimativas da Disposição a Pagar**

Modelo	DAP - Bairros Próximos		DAP – Bairros Distantes		Total RMSP (R\$/ano)
	(R\$/fam.)		(R\$/fam.)		
	Mensal	Anual	Mensal	Anual	
Não paramétrico Turnbull	6,07	72,84	4,51	54,12	265.778.400
Bounded Logit 1	5,03	60,36	0,09	1,08	150.213.600
Bounded Logit 2	3,87	46,44	0,89	10,68	131.330.400
Bounded Logit 3	3,82	45,84	0,81	9,72	128.318.400

Para a análise econômica os benefícios foram calculados anualmente por um período de dez anos e projetados para toda a população (os moradores da RMSP), desagregando-os por proximidade do rio. Conforme os dados do Censo, 2,46 milhões de domicílios estão localizados nos distritos próximos aos afluentes e 1,6 milhões estão localizados em distritos distantes. É importante ressaltar que esses benefícios constituíram parte dos benefícios totais considerados para a avaliação do componente de interceptação e tratamento do Projeto de Despoluição do Rio Tietê - Segunda Etapa.

Cabe observar, também, que a medida resultante da aplicação do modelo Turnbull é a média, enquanto nos três modelos *bounded logit* é a mediana.

Finalmente, constata-se que o modelo *bounded logit* fornece uma ferramenta operacional que substitui um processo de estimação de parâmetros utilizando medidas arbitrárias e que restringem, portanto, a confiabilidade dos resultados obtidos.

#### 4 Considerações finais

A aplicação do método de avaliação contingente para estimar os benefícios ambientais do projeto de Despoluição do Rio Tietê demonstrou que há questões importantes que devem ser analisadas quando se passa da teoria para a prática. A proposta de utilização de modelos mais consistentes com a teoria do que os convencionalmente adotados, com vistas a eliminar medidas arbitrárias destinadas a satisfazer exigências teóricas, mas que pela própria arbitrariedade são inconsistentes teoricamente, demonstra que esse é um processo dinâmico de aplicação de métodos econômicos.

De fato, a usual adoção de uma postura conservadora na análise econômica de projetos ambientais em relação às estimativas obtidas de valor econômico tem implicações na gestão e provisão futura de serviços ambientais. Deve-se lembrar que a avaliação econômica é realizada num contexto de incerteza com relação ao futuro, sendo que essa postura conservadora implica o risco de rejeitar projetos eventualmente atrativos para a sociedade, diminuindo, em contrapartida, o risco de aprovação de projetos não atrativos.

Neste sentido, a evolução do método de avaliação contingente vem, progressivamente, aprimorando o instrumental teórico, devendo repercutir em maior confiabilidade dos resultados e, conseqüentemente, permitir aos analistas maior segurança na adoção de posturas menos conservadoras.

A prova disso é a evolução do ferramental econométrico proporcionando modelos de fácil aplicação e intrinsecamente consistentes com a teoria, a par do crescente uso de um *mix* de técnicas qualitativas - *focus groups*, entrevistas em profundidade e recursos visuais - para a formulação do cenário da pesquisa, tornando-o plausível e tangível para o entrevistado e possibilitando um contexto racional para a avaliação do bem ou serviço proposto.

O caso apresentado neste artigo é um exemplo da aplicação deste ferramental e demonstra a existência de aspectos importantes a serem discutidos. Um aspecto relevante neste sentido é o balanceamento entre os atributos do cenário: objetividade, plausibilidade, tangibilidade. De fato, parece que a busca dos dois últimos atributos comprometeu o primeiro no que diz respeito à concisão. Outro aspecto observado na pesquisa - a preocupação em apresentar o cenário para o entrevistado - acaba transformando o processo da entrevista numa dinâmica expositiva e pouco interativa. Para sanar isto, sugere-se a introdução, na estrutura do questionário, de uma seqüência de questões que permitam ao entrevistado construir, no decorrer da entrevista, o cenário proposto.

Com relação ao processamento econométrico, constata-se que o modelo *bounded logit* resgata a possibilidade de uso da média, de maneira consistente, como medida da disposição a pagar em lugar da mediana. Infelizmente, no caso estudado não foram calculadas as médias para os modelos selecionados, o que vem inviabilizar o confronto com os resultados obtidos via o modelo não-paramétrico.

Portanto, a reflexão sobre a aplicação de métodos econômicos em um contexto não acadêmico é valiosa para a busca de um equilíbrio entre teoria e prática.

## Referências bibliográficas

- Belluzo, Valter. Avaliação contingente para avaliação de projetos de consumidor e melhoria de recursos hídricos. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, IPEA, v. 29, 1999.
- Borger, F. G. *Avaliação econômica do meio ambiente: aplicação da técnica de avaliação contingente no caso da bacia do Guarapiranga*. Dissertação de Mestrado - PROCAM-USP, 1995.
- Haab, T. C. and McConnell, K. E. *Referendum models and economic values: theoretical, intuitive and practical bounds on willingness to pay*. Department of Economics at East Carolina University, and Department of Agricultural and Resource Economics at the University of Maryland, College Park, 1997a.
- \_\_\_\_\_. A simple method for bounding willingness to pay using a probit or logit model. Novembro de 1997b, unpublished.
- Hanemann, W. M. Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. *American Journal of Agricultural Economics*, 66, p. 332-41, 1984.
- McConnell, K. E. Introducing referendum models. Paper Prepared for *IBD Workshop in Valuation Techniques in Project Analysis*, 1988, 22p.
- \_\_\_\_\_. Issues in estimating benefits with non-market methods. Office of the Chief Economist. *Working Paper Series 308*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 1995.
- McConnell, K. E. and Ducci, J. H. Valuing environmental quality in developing countries: two case studies. Unpublished paper. Prepared for AERE Session on Contingent Valuation Surveys in Developing Countries. Atlanta, Georgia, December 29, 1989.
- Mitchell, R. C. & Carson, R. T. *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Washington, D.C.: Resources for the Future, 1989, 463p.
- Smith, V. K. Pricing what is priceless: a status report on non market valuation of environmental resources. In: Folmer, Henk & Tietenberg, Tom (eds.), *The international yearbook of environmental resource economics 1997/1998*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing, 1998, p. 156-205.
- Turnbull, B. The empirical distribution function with arbitrarily grouped, censored, and truncated data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 38, p. 290-95, 1976.
- Vaughan, W. *et al.* Willingness to pay: referendum contingent valuation and a uncertain project benefits. *Sustainable Development Department Paper Series*, Washington, D.C.: IADB, 1999.



# Cobrança pelo uso da água em sistemas de bacias hidrográficas: o caso da bacia do rio Pirapama em Pernambuco

José Carrera-Fernandez<sup>§</sup>

## SUMÁRIO

Este trabalho discute os aspectos teóricos e metodológicos da cobrança, pelo uso da água, em sistemas de bacias hidrográficas, importante instrumento de gestão dos recursos hídricos. A cobrança foi justificada como mecanismo de racionalizar o seu uso e corrigir as externalidades no consumo e na produção, internalizando aos custos privados os verdadeiros custos sociais. O trabalho apresenta e utiliza uma metodologia alternativa para nortear a formação dos preços pelo uso da água, fundamentada na teoria econômica do *second best* (ou segundo melhor), de modo a fazer com que os preços ótimos resultantes propiciem uma alocação eficiente dos recursos hídricos na economia, tendo em vista que a diferença entre os benefícios e os custos sociais é maximizada, ao mesmo tempo que os impactos distributivos negativos na economia são minimizados. Tomou-se a bacia hidrográfica do rio Pirapama para estudo por ser esta a principal fonte de suprimento de água capaz de resolver os graves e constantes problemas relacionados aos racionamentos de água na Região Metropolitana do Recife (RMR).

**Palavras-chave:** cobrança pelo uso da água, sistemas de bacias hidrográficas, recursos hídricos.

## ABSTRACT

This paper examines some theoretical and methodological aspects of charging for utilization of water resources in river basin systems, one of the main instruments of water resources management. The charging was justified as a mechanism of rationalization of the use of these resources and to correct the externalities on consumption and production, internalizing the true social costs into the private costs. This paper presents and adopts an alternative methodological framework of price formation for water use, based on the economic theory of the second best. The optimal prices policy implies an efficient allocation of water resources in the economy. It is so because the difference between social benefits and costs is maximized, and the negative effects on the economy are minimized. The Pirapama river basin was taken to be studied because it is the main source of bulk water capable to solve the big and constant problems of rationing of water supply in the Metropolitan Region of Recife.

**Key words:** charging for water use, water basin systems, water resources.

**JEL classification:** D62, H23, Q25.

---

<sup>§</sup> Professor do Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Bahia e PhD em Economia pela The University of Chicago.

## 1 Introdução

O crescimento econômico desordenado e a ocupação não apropriada do solo, aliado ao uso perdulário dos recursos da água, têm contribuído para tornar a disponibilidade hídrica em certas bacias hidrográficas incompatível com as demandas nas suas múltiplas modalidades de uso. Esse é o caso específico da bacia do rio Pirapama que, além de experimentar baixos índices de precipitação, tem apresentado aumentos progressivos de demanda, principalmente para abastecimento industrial e urbano. Em consequência, essa bacia tem apresentado balanço hídrico crítico e até mesmo negativo em certas épocas do ano, criando condições perigosamente propícias para a existência de conflitos pelo uso das águas. Ademais, o descarte de esgotamentos sanitários e efluentes industriais sem nenhum tratamento, aliado à disposição não apropriada dos resíduos sólidos urbanos e industriais, resultantes desse crescimento econômico desordenado, têm causado problemas semelhantes à qualidade das águas. Se medidas efetivas não forem tomadas com urgência, a deterioração na qualidade dos recursos hídricos na bacia do rio Pirapama pode acarretar um processo de decadência da mesma, com impactos irreversíveis sobre a flora e a fauna da região.

Até há bem pouco tempo, no Brasil, não havia uma preocupação clara com a questão da escassez dos recursos hídricos, tanto no seu componente quantitativo quanto qualitativo. Este fenômeno, entretanto, vem dando mostras visíveis de sua ocorrência em várias partes do território nacional, em especial no Estado de Pernambuco, e muito particularmente na bacia hidrográfica do rio Pirapama. Quando o problema da escassez dos recursos hídricos passa a ser realmente encarado, os instrumentos de natureza econômica assumem um papel preponderante no curso do processo de gerenciamento desses recursos. É que, apesar da relevância dos instrumentos legais, dos regulamentos, das normas, do papel da autoridade pública e mesmo das campanhas de proselitismo apelando para o senso de civismo do usuário dos recursos hídricos, esse conjunto de medidas vem se mostrando tradicionalmente ineficaz para combater as inúmeras formas de uso perdulário da água.

Reconhecendo que a água de mananciais é um recurso natural escasso (ou bem econômico) que deve ser preservado contra a exaustão e a degradação da sua qualidade, o Estado pode e deve cobrar pela utilização das águas de seu domínio, o qual é, por força de lei, o detentor da sua posse. Além disso, a cobrança pelo uso da água está em conformidade com a Constituição Federal<sup>1</sup> e de acordo com a legislação estadual vigente. (Lei nº 11.426/97 e

---

1 Com base em disposição contida na Constituição Federal, alguns estados elaboraram as suas leis de organização administrativa para o setor, estabelecendo os princípios, os instrumentos e o arcabouço institucional para a promoção do gerenciamento dos recursos hídricos de seus domínios. O Estado de São Paulo liderou esse processo, discutindo amplamente e promulgando em 30 de dezembro de 1991 a sua Lei nº 7.663. Logo em seguida veio o Estado do Ceará, que pressionado pela escassez absoluta de água, também desenvolveu com rapidez o debate sobre a natureza da organização que deveria ser estruturada no estado com o objetivo de permitir uma gestão racional de uso da água. Na sequência, outros estados vieram a promulgar suas leis. O Estado de Pernambuco conseguiu promulgar sua Lei nº 11.426 em 17 de janeiro de 1997, estabelecendo, assim, um marco importante para o desenvolvimento da atividade de gerenciamento de seus recursos hídricos.



Decreto nº 20.423) O marco legal da cobrança pelo uso dos recursos hídricos está definido pelo Código Civil Brasileiro de 1916, pelo Código de Águas de 1934, pelas Leis Federais nº 6.938/81 e nº 9.433/97, bem como pelas leis e decretos estaduais. O Código Civil estabelece que o uso comum das águas pode ser gratuito ou retribuído, conforme as leis da união, dos estados ou dos municípios, a cuja administração pertencerem. Mais específico ainda é o Código de Águas, que prevê a remuneração pelo uso das águas, exceto para satisfazer as primeiras necessidades da vida, assim como obriga o poluidor a pagar o custo incorrido pelo serviço de recuperação das águas.

Na realidade, a implementação da cobrança pelo uso da água não chega a ser algo novo na vida do homem, pois, ao longo da sua história, sempre que este se defrontou com a escassez de algum bem, ele o submeteu às forças de mercado e às leis da oferta e da demanda, as quais traduzem-se em um nível de preço, regulando as transações desse bem na economia. Ademais, em se tratando de um bem público, o direito de propriedade dos recursos hídricos não pode ser vendido, senão o direito de uso.<sup>2</sup> Cobrar pelo uso da água bruta é uma mera extensão do conceito de valor econômico mundialmente reconhecido em relação a outros bens como, por exemplo, os recursos minerais. É importante ressaltar que, na cobrança, o que se cobra é o uso dos recursos hídricos e não o fornecimento desses recursos.

Embora a cobrança pela utilização dos recursos hídricos já estivesse prevista na legislação brasileira desde os anos trinta, a efetiva implementação da cobrança nunca foi feita.<sup>3</sup> Com exceção da cobrança de uma taxa pelo uso da água na geração de energia elétrica, a título de compensação pela inundação de áreas, no Brasil a utilização da água bruta para outras finalidades tem tido tarifa zero. O uso perdulário da água em certas modalidades de uso, principalmente no abastecimento, assim como a ocorrência de níveis elevados de poluição da água são consequência direta da falta de preços sinalizadores. O reflexo desta falta de sinalização do mercado é que a água, pelo menos a de boa qualidade, vem se tornando um bem cada vez mais escasso e, portanto, cada vez mais valioso.

---

2 De acordo com o código civil, o fato de todas as águas pertencerem à união e aos estados faz com que elas sejam incluídas na categoria de bens públicos de uso comum. É importante ressaltar que, ao incluí-las nessa categoria, as águas não são suscetíveis de direito de propriedade, embora a tradição jurídica designe um titular, ao qual se confia a sua guarda e gestão.

3 Exceção deve ser feita ao caso do Ceará que, a partir de novembro de 1996, começou a efetuar, por meio da Companhia Estadual de Gestão dos Recursos Hídricos (COGERH), a cobrança pelo uso da água bruta para a indústria e o abastecimento urbano, inicialmente na região da capital, mas posteriormente estendida a outras regiões do Estado, incluindo também o aproveitamento hidroagrícola. Todavia, os preços estabelecidos para a cobrança foram produzidos por meio de negociação entre os interessados, de forma *ad hoc*, sem nenhuma fundamentação econômica ou qualquer critério de eficiência.

A vasta experiência internacional e as poucas propostas brasileiras de cobrança pelo uso da água seguem o critério do usuário-pagador e/ou poluidor-pagador. No entanto, os preços emanados nessas experiências não trazem nenhuma preocupação explícita com a alocação ótima dos recursos hídricos entre os múltiplos usuários na bacia hidrográfica. Com exceção do Estado da Bahia, os preços pelo uso da água praticados ou considerados nos estudos de cobrança buscam apenas financiar os custos e investimentos necessários para o setor de recursos hídricos, sem haver uma preocupação explícita com a maximização do bem-estar social ou com a minimização das distorções na economia.

As próprias legislações federal e estaduais de recursos hídricos adotam explicitamente, em seus textos, a racionalização do uso da água como um dos principais objetivos da cobrança pelo seu uso. No entanto, em momento algum este objetivo é efetivamente considerado, via mecanismo de cobrança, uma vez que tais leis prevêm apenas que cada usuário participe do rateio dos custos e investimentos necessários para garantir a oferta dos recursos hídricos. Nesses dispositivos de lei os usuários são tratados igualmente, independentemente de suas necessidades, contribuições e capacidade de pagamento. Se tais preços forem efetivamente implementados, eles estariam contribuindo para alocar de forma ineficiente os recursos hídricos na economia, com reflexos negativos para toda a sociedade.

Objetivando contribuir para equacionar esse problema, este trabalho apresenta uma metodologia alternativa de formação de preços pelo uso da água, que se preocupa explicitamente com a eficiência na alocação dos recursos hídricos entre os seus múltiplos usuários. A metodologia apresentada está fundamentada na teoria econômica do *second best* (ou segundo melhor), de modo a fazer com que os preços ótimos resultantes propiciem uma alocação eficiente dos recursos hídricos na economia, tendo em vista que a diferença entre os benefícios e os custos sociais é maximizada, ao mesmo tempo que os impactos distributivos negativos na economia são minimizados.

## **2 Aspectos teóricos da cobrança pelo uso da água**

O problema central da alocação ineficiente de um recurso natural como a água reside no fato de a água ser um bem público, cujos direitos de propriedade ou de uso não estão claramente definidos, de modo que os usuários tendem a subestimar o seu valor. Em consequência, todo bem subestimado tende a ser superutilizado. Ao decidir quanto consumir, cada usuário dos recursos hídricos não leva em consideração o efeito que suas decisões de consumo provoca sobre os demais usuários do sistema. Ou seja, o usuário dos recursos

hídricos estabelece um padrão de consumo ineficiente, sob o ponto de vista paretiano,<sup>4</sup> visto que a sua decisão de consumir afeta o nível de utilização dos outros usuários do sistema hídrico. Nesse sentido, cada usuário causa um efeito externo aos demais, o qual não é levado em consideração nas decisões individuais de consumo.

Esse problema é conhecido na literatura econômica pelas múltiplas denominações de problema do custo social ou externalidades tecnológicas ou teorema de Coase, exatamente porque foi Coase (1960) quem primeiro discutiu sistematicamente a importância dos custos de transação em relação à alocação de recursos. Ao decidir quanto consumir, o usuário expande o seu consumo de água até o ponto onde o benefício marginal é igual ao seu custo marginal (isto é, custo de oportunidade da água, avaliado em termos de mão-de-obra, equipamentos e outros insumos). O problema é que, na sua decisão individual de consumo, o usuário não leva em consideração o custo marginal social, que inclui, além do custo de oportunidade privado da água, o custo adicional imposto à sociedade. Em consequência, o usuário estará consumindo um volume de água maior que a quantidade socialmente ótima, com prejuízos para todos os outros usuários do sistema. A condição necessária para uma alocação ótima da água no consumo é que cada usuário fundamente sua decisão de consumo, igualando o benefício marginal ao custo marginal social, custo esse que inclui, além dos custos privados, o custo implícito que a captação de um metro cúbico adicional de água causa à sociedade.

Assim, se o órgão gestor cobrasse pelo uso da água a exata diferença entre o custo marginal social e o custo marginal privado da água, o nível de captação seria reduzido para o nível socialmente ótimo. Em consequência, o benefício sofreria uma redução, mas o custo total também seria reduzido de forma mais do que proporcional à redução do benefício, o que resultaria em um ganho líquido para a sociedade.

Esta análise pode ser ampliada para o caso da utilização da água de um manancial como diluente de esgotamentos. Este é o caso específico da atividade industrial, que utiliza os recursos hídricos para diluição de seus efluentes, com implicações semelhantes para a alocação desses recursos. Neste caso, o nível ótimo de produção e, conseqüentemente, o nível “ótimo” de diluição de efluentes seria obtido no ponto onde o custo marginal social fosse igual ao benefício marginal social. Este “nível ótimo” de diluição só seria obtido se o órgão gestor dos recursos hídricos cobrasse das empresas o valor representado pela diferença entre os custos

---

4 Um padrão de consumo é eficiente sob o ponto de vista paretiano se não é possível melhorar a situação de algum usuário sem piorar a situação de qualquer outro.

social e privado, internalizando (aos custos privados de produção) os custos sociais impostos aos demais usuários do sistema hídrico.<sup>5</sup>

É com base neste exercício lógico que a ação do poder público é justificada. Nesse sentido, o papel da ação pública via o estabelecimento de um preço pelo uso da água funciona como mecanismo de correção da distorção entre o custo social e o custo privado. Em outras palavras, o mecanismo de cobrança pelo uso da água (aí incluída a utilização para diluição de esgotamentos) funciona como instrumento legal de internalizar os efeitos externos que cada usuário de uma bacia hidrográfica impõe aos demais na sua decisão particular de utilização da água, quer seja no consumo ou na produção (como insumo de produção ou como diluente de poluentes).

## 2.1 Princípios e objetivos da cobrança pelo uso da água

A gestão dos recursos hídricos é uma atividade que traz consigo um custo marginal zero ou bastante próximo de zero, principalmente naquelas bacias com balanço hídrico favorável. O aumento na utilização dos recursos da água, tanto no seu componente quantitativo quanto qualitativo, não está, em geral, diretamente associado a um aumento no custo de oferta. No entanto, o gerenciamento dos recursos hídricos exige certos custos fixos provenientes de investimentos em obras e ações necessárias para garantir e/ou expandir a oferta desse recurso (nos seus componentes quantitativo e qualitativo), além, é claro, dos custos de operação e manutenção. Os recursos necessários para cobrir esses custos terão que ser garantidos, sob pena da oferta desse recurso ser reduzida ou até mesmo interrompida, com prejuízos para toda a sociedade. Nesse sentido, a cobrança pelo uso da água seria então justificada, servindo assim como mecanismo de financiamento dos investimentos e custos de operação e manutenção necessários à atividade de gestão dos recursos hídricos.

Além desse objetivo institucional de financiar os investimentos necessários, que por si só já se justificaria, a cobrança pelo uso da água também se justifica como mecanismo eficiente de corrigir as externalidades negativas que os usuários dos recursos hídricos impõem aos demais usuários do sistema, ao utilizarem a água no consumo, como produto final, ou na produção, como insumo de produção ou diluente de poluentes. Nesse sentido, a cobrança pelo uso da água funciona também como instrumento de correção das distorções entre o custo social e o custo privado, internalizando os efeitos externos que cada usuário de um sistema hídrico impõe aos demais.

---

5 Não é absurda a idéia de uma quantidade ótima de diluição de poluentes, visto que a tarefa de eliminar a poluição hídrica é custosa. Isto é, reduzir os níveis de poluição das águas abaixo do nível ótimo significa uma redução no bem-estar social.

Além de racionalizar o uso dos recursos hídricos, a cobrança pelo uso da água tem sido também utilizada em outros países como mecanismo para: (i) contribuir para o gerenciamento da demanda, aumentando a produtividade e a eficiência na utilização dos recursos hídricos; (ii) promover a redistribuição dos custos sociais de forma mais eqüitativa; (iii) disciplinar a localização dos usuários, buscando a conservação dos recursos hídricos; (iv) fazer a promoção do desenvolvimento regional integrado, principalmente nas suas dimensões social e ambiental; e (v) incentivar a melhoria dos níveis de qualidade dos efluentes lançados nos mananciais.

O objetivo mais importante da cobrança pelo uso da água é, portanto, garantir aos usuários dos recursos hídricos um uso eficiente desse recurso à medida que corrige as distorções no uso. O mecanismo de cobrança não objetiva incrementar a arrecadação do Estado, nem muito menos reforçar o caixa dos governos, mas sim internalizar os efeitos externos e corrigir as distorções entre o custo social e custo privado, ao mesmo tempo que financia os investimentos necessários ao bom funcionamento do setor.

## **2.2 Metodologias alternativas para formação de preços e a política de preços ótimos pelo uso da água**

Até o final da década de 50 existiam, na literatura econômica, apenas dois pontos de vista diferentes, e até certo ponto conflitantes, de encarar os objetivos que uma política de preço público deveria ter. O primeiro deles, fundamentado na teoria econômica e, portanto, mais amplo, estabelecia que a função do preço público era buscar a eficiência na alocação dos recursos públicos. O segundo ponto de vista, mais restrito, argumentava que o objetivo da política de preço público seria cobrir os custos de produção, de modo que cada usuário deveria pagar uma proporção “justa” destes custos. A consequência do primeiro ponto de vista era ter preço refletindo o custo marginal de produção, enquanto que o segundo era ter preço cobrindo o custo médio de produção. (Carrera-Fernandez, 1997a)

O segundo ponto de vista seduziu e ainda continua seduzindo muitos estudiosos da área de recursos hídricos. A política de preço igual ao custo médio tem sido justificada pelo argumento de que são os próprios beneficiários do sistema hídrico que devem suportar o ônus, na forma de rateio dos custos totais, de modo que cada usuário contribuiria com uma proporção “justa” destes custos.<sup>6</sup> Embora a política de preço igual ao custo médio seja “eficiente” em termos

---

6 Segundo essa metodologia de cobrança, o custeio do sistema deveria incluir, além dos investimentos atuais e futuros necessários para que o sistema possa operar eficientemente, todos os custos associados à gestão propriamente dita, manutenção e operação da infra-estrutura do sistema hídrico.

distributivos - ao prever que os próprios usuários gerarão os recursos necessários para a auto-sustentabilidade do setor -, tal política de preço não é economicamente eficiente, uma vez que ela cria ou amplia as distorções na alocação dos recursos hídricos em relação aos níveis socialmente ótimos. Esta é, na realidade, a principal desvantagem de uma política de preços igual ao custo médio de produção.

O estabelecimento de preço igual ao custo marginal, que até a década de 70 parecia ser um passatempo teórico dos economistas, aparentemente longe da realidade, recebeu bastante atenção a partir de então, com grande aplicabilidade prática. A principal desvantagem de implementar uma política de preços igual ao custo marginal é que esta acarreta, via de regra, distorções distributivas. Isto é, embora a política de preço igual ao custo marginal seja economicamente eficiente, ao garantir uma alocação ótima de recursos produtivos, ela não é, em geral, socialmente ótima, visto que essa política de preços gera distorções distributivas.

Essas distorções podem ocorrer em uma indústria que apresenta custos médios declinantes (economias de escala), como é o caso do gerenciamento de recursos hídricos em bacias com excedentes hídricos, porque a política de preços refletindo o custo marginal de produção não gera receita suficiente para cobrir os custos dessa atividade, acarretando, em conseqüência, prejuízos sistemáticos. Do mesmo modo, a conseqüência de uma política de preço refletindo o custo marginal em uma indústria com custos médios crescentes (deseconomias de escala), como parece ser o caso do gerenciamento de recursos hídricos em bacias com balanço hídrico<sup>7</sup> crítico, é a presença sistemática de lucro econômico, visto que, nesse caso, a receita é potencialmente maior que o custo. Isto significa que, em qualquer dos dois casos, a formação de preços igual ao custo marginal cria efeitos redistributivos negativos na economia (ineficiência distributiva). No primeiro caso, os prejuízos terão que ser forçosamente pagos pelos contribuintes, os quais estariam, em conjunto, subsidiando os usuários dos recursos hídricos. No segundo, os lucros terão que ser compulsoriamente gerados pelos próprios usuários do sistema, os quais estariam sendo punidos ao transferir tais recursos para outras finalidades. Parece então surgir um dilema entre uma alocação eficiente de recursos, mas financeiramente insolvente, ou uma alocação financeiramente solvente, mas economicamente ineficiente.

A maior contribuição dos economistas nessa área foi mostrar que esse dilema era mais aparente do que real, de modo que a eficiência na alocação dos recursos e a solvência financeira não eram objetivos inconsistentes ou contraditórios. Uma solução alternativa

---

7 Definido pela diferença entre a disponibilidade hídrica do sistema e as demandas consuntivas.

proposta para resolver esse dilema e evitar, assim, os problemas distributivos associados com uma política de preço igual ao custo marginal foi utilizar como referência o custo marginal de longo prazo. Nessa solução, o diferencial entre o preço efetivamente cobrado e o custo marginal de curto prazo foi considerado como renda econômica, atribuída à escassez da água. Essa diferença seria então adicionada ao custo marginal de curto prazo e considerada como componente do custo marginal de longo prazo, que se justificaria como forma de garantir os recursos necessários para futuros investimentos no setor.

Segundo os defensores dessa política de preço, entre eles o Banco Internacional para Reconstrução e Desenvolvimento (BIRD) e o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), preço igual ao custo marginal de longo prazo sinalizava para a sociedade a necessidade de investimentos futuros, indispensáveis para suprir o crescimento de demanda, ademais de: (i) estimular o comportamento racional da demanda por meio do aumento da produtividade e da eficiência no uso dos recursos hídricos; (ii) evitar oscilações de preço de um ano para outro, que se verificaria ao se adotar o custo marginal de curto prazo; e (iii) permitir a geração de recursos programados para financiar os investimentos planejados necessários para garantir o aumento de oferta dos recursos hídricos, pois esse conceito considera os custos futuros. São Paulo, o Estado que mais tem avançado na área de recursos hídricos, tem adotado, para nortear seus estudos, a política de preços igual ao custo marginal de longo prazo.<sup>8</sup>

A grande desvantagem de uma política de preço igual ao custo marginal de longo prazo é que, se existe a impossibilidade de se obter eficiência na alocação de recursos em uma parte da economia, a busca dessa condição padrão de eficiência (preços refletindo custo marginal de produção) para o resto da economia não é mais relevante. Isso significa que, em uma economia caracteristicamente marcada pela existência de mercados com retornos crescentes de escala e externalidades tecnológicas - como é o caso característico dos “mercados de águas” e do gerenciamento de recursos hídricos -, os quais não operam sob as condições padrão do bem-estar econômico, não é mais socialmente ótimo ter preços refletindo custos marginais de produção, mesmo no longo prazo, para alguns mercados, mas não todos, pois a economia pode se afastar ainda mais das condições Pareto ótimo do bem-estar social. Portanto, por mais paradoxal que pareça, uma economia com um número menor de mercados operando com preços que reflitam custos marginais pode ser socialmente preferível. A intuição por trás desse resultado, que até certo ponto é surpreendente, está fundamentada na teoria do *second best* de Lypsei e Lancaster (1956-7).

---

8 A esse respeito, veja-se FUNDAP (1991) e FUNDAP (1993).

Outra solução alternativa mais recentemente desenvolvida e adotada pelo Estado da Bahia para nortear os estudos nessa matéria, que não apresenta as desvantagens das políticas de preço igual ao custo médio e ao custo marginal (curto e longo prazos), é a cobrança pelo uso da água com base na teoria do *second best* (veja-se Carrera-Fernandez, 1997a). Nessa alternativa, o mecanismo pelo qual o uso mais eficiente desse recurso é obtido por meio de uma política de preços que maximize a diferença entre os benefícios e custos sociais e, ao mesmo tempo, minimize os impactos distributivos na economia. Esta política de preços, doravante denominada de estrutura de **preços ótimos**, não gera ganhos ou perdas financeiras associados à política de preço igual ao custo marginal de curto prazo, além de não correr o risco de levar a economia a se afastar ainda mais da fronteira Pareto ótimo - tão provável com uma política de preço igual ao custo marginal de longo prazo, nem tampouco cria (ou amplia) as distorções na utilização dos recursos hídricos associada com a política de preços igual ao custo médio.

A política de preços ótimos é derivada fazendo-se uso da função de utilidade indireta de bem-estar da sociedade, a qual é especificada por:<sup>9</sup>

$$v = v(p, M), \text{ com } \partial v / \partial p < 0 \text{ e } \partial v / \partial M > 0$$

assim como utilizando-se a função de restrição orçamentária da sociedade (ou excedente econômico), que é definida por:

$$M(p) = \sum_j p_j x_j(p) - \sum_j c_j[x_j(p)]$$

onde  $p$  é o vetor de preços da economia e  $M$  é a renda da comunidade, a qual depende do vetor de preços da economia.

A cobrança pelo uso da água de mananciais (incluído-se aí a diluição de efluentes), para ser eficiente, deve descartar a possibilidade de perdas ou ganhos financeiros e restringir o órgão responsável pelo gerenciamento dos recursos hídricos a gerar um excedente econômico

9 É perfeitamente possível agregar o bem-estar social em uma única função, com base em certas condições estabelecidas pela teoria do bem-estar econômico. No entanto, a existência da função de bem-estar social está condicionada a cinco axiomas (ordenamento completo, não discriminação, não imposição, não ditatorial e independência). Conforme apontado por Arrow (teorema da possibilidade ou "impossibilidade"), não é possível, em geral, construir uma função de bem-estar social a partir de preferências individuais sem violar pelo menos um desses cinco axiomas. Deve-se ressaltar, entretanto, que a existência de uma função de utilidade social é um pressuposto legítimo, de modo que qualquer proposição alicerçada na teoria do bem-estar social é tecnicamente válida. Segundo Samuelson (1988), isso é verdade sempre que essa proposição represente uma implicação dedutível de um pressuposto e não de uma hipótese refutável a respeito do mundo real.



zero. Em realidade, essa restrição estabelece a tão desejada auto-sustentabilidade para o setor dos recursos hídricos.<sup>10</sup> Assim, os preços são escolhidos de modo a maximizar a função de utilidade indireta, sujeito à restrição de que  $M(p) = 0$ .<sup>11</sup> É importante lembrar que tudo que se requer nesta análise é que a função de bem-estar exista, independentemente de ela poder ou não ser especificada matematicamente. Ao resolver-se este problema de otimização, resulta a seguinte condição necessária para um ótimo interior:<sup>12</sup>

$$\partial v / \partial p_j + \mu [p_j (\partial x_j / \partial p_j) + x_j - (\partial c_j / \partial x_j) (\partial x_j / \partial p_j)] = 0 \quad \text{para todo } j$$

onde  $\mu$  é o multiplicador de Lagrange (que pode ser interpretado como sendo a utilidade marginal da renda). Fazendo-se uso da identidade de Roy, que estabelece que  $(\partial v / \partial p_j) / (\partial v / \partial M) = -x_j$ , essa expressão pode ser reescrita, após algumas manipulações algébricas, da seguinte forma:

$$-x_j (\partial v / \partial M) + \mu x_j + \mu x_j \{ [p_j - (\partial c_j / \partial x_j)] / p_j \} \varepsilon_j = 0 \quad \text{para todo } j$$

onde  $\varepsilon_j = (\partial x_j / \partial p_j) (p_j / x_j) < 0$  é a elasticidade-preço da demanda do bem  $j$ . Alternativamente, a equação acima pode ser reescrita, de forma mais sugestiva, da seguinte maneira:

$$(p_j - CMg_j) / p_j = \alpha (1 / |\varepsilon_j|) \quad \text{para todo } j$$

onde  $\alpha = 1 - (\partial v / \partial M) / \mu$  é uma constante de proporcionalidade que reflete a diferença relativa entre benefícios e custos marginais.

Essa condição tem um resultado interessante para a determinação da política de preços ótimos pelo uso da água. Ela estabelece que a variação porcentual de preço da água no uso  $j$ , em relação ao seu custo marginal, é inversamente proporcional à sua elasticidade-preço da demanda. Isto significa que quanto menor for a elasticidade-preço para um determinado uso da água maior o preço que deverá ser cobrado em relação ao custo marginal e vice-versa. Portanto, é

10 A auto-sustentabilidade do setor de recursos hídricos é um objetivo justo, tendo em vista que os custos não cobertos terão que ser forçosamente pagos pelos contribuintes (via transferências governamentais), os quais estariam, em conjunto, subsidiando os usuários dos recursos hídricos.

11 Rigorosamente falando, nada impede que esse nível seja diferente de zero. Por exemplo, se a administração pública deseja contribuir com parte dos recursos, o que só seria aceitável nos primeiros anos de implementação da cobrança, então  $M(p) < 0$ .

12 Supõe-se que a condição suficiente para um ótimo interior é satisfeita.

cobrando preços diferenciados que a distorção no consumo e na produção, em relação aos seus níveis ótimos, é minimizada. Esse resultado segue a mesma linha de Baumol e Bradford (1970).

A intuição por trás desse resultado, que até certo ponto é surpreendente, está fundamentada na teoria do *second best*, a qual estabelece que se existe a impossibilidade de se obter eficiência na alocação de recursos em uma parte da economia, então a busca para o resto da economia das outras condições padrão de eficiência não é mais relevante. Isso significa que, em uma economia caracteristicamente marcada pela existência de mercados regulamentados, com retornos crescentes de escala, e externalidades tecnológicas, os quais não operam sob as condições padrão de bem-estar econômico, não é mais socialmente ótimo ter preços refletindo custos marginais de produção para alguns mercados (mas não todos), pois a economia pode se afastar ainda mais das condições Pareto ótimo. Portanto, por mais paradoxal que pareça, uma economia com menos mercados operando com preços que reflitam custos marginais pode ser socialmente preferível. Essa é, de fato, a mensagem da política de preços ótimos pelo uso da água.

### **3 Caracterização e descrição da bacia do Pirapama: demandas, disponibilidade e balanço hídrico**

Localizada nas mesorregiões Metropolitana do Recife e Mata Pernambucana, a bacia hidrográfica do rio Pirapama ocupa uma área de cerca de 600 km<sup>2</sup>, tem sua nascente no município de Pombos, no Agreste Pernambucano, e uma extensão aproximada de 80 km. A bacia hidrográfica do rio Pirapama engloba parte do território de sete municípios, ou seja, Cabo de Santo Agostinho, Ipojuca, Jaboatão dos Guararapes e Moreno, todos integrantes da região metropolitana de Recife - RMR, além de Vitória de Santo Antão, Pombos e Escada, os quais estão situados na Zona da Mata Pernambucana.

Os recursos hídricos dessa bacia têm sido utilizados para diferentes finalidades de uso, destacando-se o abastecimento humano, industrial e animal, a diluição de efluentes industriais e esgotamentos sanitários, a agricultura irrigada e a fertirrigação,<sup>13</sup> a geração de energia elétrica e a preservação da vida aquática (demanda ecológica).

---

13 A fertirrigação é a prática utilizada pelas usinas e destilarias da região do Pirapama de irrigar as lavouras de cana-de-açúcar com o vinhoto, subproduto que surge tanto no processo de destilação do álcool quanto da aguardente. O benefício da prática da fertirrigação é duplo. Primeiro, porque há uma redução do custo com adubação, visto que as empresas que adotam essa prática não realizam complementação mineral com adubação nas áreas que recebem vinhaça. O segundo benefício é que essa prática representa um aumento de 30% na produtividade agrícola das áreas fertirrigadas.

A cana-de-açúcar é o principal produto agrícola da região, com produtividade média de 50 ton/ha, em sequeiro, significativamente inferior à produtividade do Sul e Centro-Oeste do País, que é de cerca de 73 ton/ha. Essa produtividade aumenta em 30% (ou seja, atinge 65 ton/ha) quando é utilizada a prática da fertirrigação, mas continua ainda inferior às outras regiões do País produtoras de cana-de-açúcar.

A atividade industrial é, de fato, a vocação natural da bacia do rio Pirapama. Existem na área da bacia 24 grandes indústrias, as quais produzem produtos químicos básicos, gases industriais, materiais cerâmicos, caldeiraria, açúcar e álcool, entre outros. A atividade industrial vem sendo estimulada com a implantação de novos projetos nos emergentes distritos industriais de Escada e Vitória de Santo Antão, além dos novos empreendimentos industriais no Complexo Portuário e Industrial de SUAPE e no Distrito Industrial do Cabo, no município do Cabo de Santo Agostinho, o mais importante da bacia.

As águas da bacia do rio Pirapama já apresentam altos índices de poluentes, dentre eles o fósforo total, cujos níveis de até 0,15 mg/l estão bem acima dos índices permitidos pela Resolução N° 20 do CONAMA, que é de 0,025 para águas de Classe 2. Os fatores que mais contribuem para a poluição da bacia são a fertirrigação com vinhaça, as descargas diretas de vinhaça nos cursos d'água de usinas de açúcar e destilarias, os efluentes industriais (principalmente da indústria química), o uso de fertilizantes, pesticidas e herbicidas, e os próprios esgotos sanitários.

Os índices de coliformes fecais são também elevados ao longo da bacia do Pirapama, comprometendo, assim, a qualidade de suas águas. A disposição inadequada dos resíduos sólidos urbanos e industriais em lixões, bem como os efluentes industriais e os esgotamentos sanitários sem tratamento adequado estão provocando danos ambientais, contaminando os recursos hídricos da bacia do Pirapama. Os lixões e o alto potencial poluidor do setor agroindustrial, aliado à falta de sistemas públicos de esgotamento sanitário nos municípios que integram a bacia do Pirapama, põem em xeque a qualidade de seus recursos hídricos. Com exceção do município de Vitória de Santo Antão, que apresenta 26% da sua população atendida por rede de esgoto, os sistemas públicos de esgotamento dos demais municípios limitam-se a conjuntos habitacionais ou vilas populares, de modo que a grande maioria da população é desprovida de sistemas de coleta, transporte e tratamento de esgotos, utilizando-se, via de regra, de sistemas individuais de esgotos sanitários, quando não são lançados a céu aberto.

O abastecimento de água na região da bacia do Pirapama é feito pela Companhia Pernambucana de Saneamento (COMPESA), por meio de um conjunto integrado de sistemas

que captam água do rio Gurjaú e do riacho Sebastopol, bem como do Sistema Hídrico do Complexo Industrial e Portuário de SUAPE. Os serviços de abastecimento de água na RMR vêm sofrendo racionamento nos últimos anos. Os sistemas de abastecimento de água de outros municípios integrantes da bacia que não fazem parte da RMR já estão também enfrentando problemas para atender às crescentes demandas por água potável.

Dentre todas as modalidades previstas de uso dos recursos hídricos na bacia hidrográfica do rio Pirapama, o abastecimento humano é aquela que exerce a maior demanda por água. Segundo o planejamento da COMPESA, a bacia do Pirapama será fonte importante de suprimento de água bruta para o plano de expansão do abastecimento urbano da RMR. Tomando-se por base a construção da Barragem Principal e as séries geradas na área da referida bacia pelo modelo SMAP, calibrado com 9 anos, estima-se que a demanda por água para o abastecimento público da RMR será em torno de 6,13 m<sup>3</sup>/s.

Estima-se que a demanda por água para abastecimento industrial na área da bacia do Pirapama seja da ordem de 1,2 m<sup>3</sup>/s. Todas as grandes unidades industriais instaladas nessa área se abastecem na própria bacia, seja por meio de captações superficiais ou de mananciais subterrâneos. Do total dessas indústrias, 53% utilizam água da COMPESA e 47% fazem captações próprias, via mananciais superficiais ou subterrâneos.

A demanda por água para irrigação é variável ao longo do ano e depende de uma série de parâmetros, tais como climatologia, características do solo, tipo de programa de cultivos, índice de evaporação da região, método de irrigação empregado, e eficiência no uso da água. Tomando-se por base o cenário otimista de utilização dos recursos hídricos na bacia do Pirapama, vislumbrados no Diagnóstico Ambiental Integrado da Bacia do Pirapama, estima-se que a demanda por água para irrigação (pequenos agricultores) seja em torno de 0,22 m<sup>3</sup>/s.

A estimativa da demanda por água para geração de energia elétrica é feita tomando-se como referência o cenário de aproveitamento dos recursos hídricos apresentados no Diagnóstico Ambiental Integrado da Bacia do Pirapama e a capacidade instalada das PCHs de Cachoeira Tapada e do Cotonifício José Rufino.<sup>14</sup> Com base nesse cenário, estima-se que a demanda por água para geração de energia elétrica nas referidas PCHs não seja superior a 1,2 m<sup>3</sup>/s, demanda esta estabelecida pelo aproveitamento hidroelétrico marginal do Cotonifício José Rufino.

---

14 A PCH de Cachoeira Tapada, localizada a montante da barragem Principal, tem capacidade para geração de 1.800 kWh de energia elétrica e necessita de uma vazão média para geração da ordem de 0,8 m<sup>3</sup>/s. Por outro lado, a PCH do Cotonifício José Rufino tem potência instalada menor, mas é o aproveitamento hidroelétrico marginal em termos de requerimento de água, com uma necessidade maior de vazão estimada em 1,2 m<sup>3</sup>/s.

Com base na produção de álcool das três principais destilarias que operam na área da bacia do Pirapama, que é da ordem de 522.000 litros/dia, estima-se uma produção diária de vinhaça<sup>15</sup> da ordem de 7.308.000 litros/dia. Isso representa uma carga orgânica potencial de cerca de 182.545 kgDBO/dia. No entanto, estima-se que a carga orgânica potencial total não seja menor que 226.000 kgDBO/dia. Por outro lado, tomando-se por base a vazão dos efluentes industriais das principais indústrias na região do Pirapama (excetuando-se as empresas do setor sucroalcooleiro), chega-se uma demanda de água para diluição de efluentes industriais da ordem de 70.164 kgDBO/dia. Quanto à demanda por água para diluição de esgotamentos sanitários, chega-se uma carga orgânica potencial de 4.131 kgDBO/dia, que exigirá do sistema hídrico do Pirapama vazão suficiente para diluí-la.

A Tabela 1 sumaria as demandas por água nos vários usos previstos na bacia do rio Pirapama, tomando-se por base a construção da barragem Principal e as séries geradas na área da referida bacia pelo modelo SMAP, calibrado 9 anos. Deve-se ressaltar que a utilização da água para abastecimento humano é, por força de lei, prioritária sobre os demais usos dos recursos hídricos. Isso significa que para poder satisfazer a demanda total por água prevista para o abastecimento urbano, em certos períodos, será necessário racionalizar a utilização da água para o abastecimento industrial e para a irrigação, bem como reduzir a sua utilização para geração de energia elétrica, pelo menos para a PCH do Cotonifício José Rufino, que é o aproveitamento hidroelétrico marginal, por se encontrar a jusante da barragem Principal.

**Tabela 1**  
**Demandas por Recursos Hídricos por Modalidade de Uso Após a Construção da Barragem Principal na Bacia do Rio Pirapama (M<sup>3</sup>/S)**

Usos dos Recursos	Demanda	
	kgDBO/dia	m <sup>3</sup> /s
Abastecimento urbano		6,13
Abastecimento industrial		1,20
Irrigação		0,22
Geração de energia elétrica		1,20
Ecológico		0,80
Diluição de vinhoto de destilarias	226.000	
Diluição de efluentes industriais	70.164	
Diluição de esgotamento sanitário	4.131	
Total	300.295	9,55

Fonte: Diagnóstico Ambiental Integrado da Bacia do Pirapama/CPRH, 1999.

15 A vinhaça de álcool é produzida na proporção 14:1, de modo que para cada litro de álcool produzido obtém-se 14 litros de vinhaça. A vinhaça de aguardente é produzida em proporção menor, ou seja, de 7:1.

Portanto, excluindo-se a demanda ecológica por água<sup>16</sup> a jusante da barragem Principal (de 0,8 m<sup>3</sup>/s) e desconsiderando-se a vazão necessária para diluição de efluentes líquidos industriais e esgotamento sanitário, a demanda total por água nas várias modalidades de uso na bacia do Pirapama, após a construção da barragem Principal, é da ordem de 8,75 m<sup>3</sup>/s, o que significa um volume anual de água de 2,76x10<sup>8</sup> m<sup>3</sup>.

#### **4 As funções de demanda por água e as elasticidades-preço nas várias modalidades de uso**

O maior problema associado com a valorização da água, cujo recurso não tem preço de mercado, é como estimar a função de demanda por água em cada uso. A técnica de estimar as funções de demanda por água, recurso natural cujo mercado inexistente, pode ser interpretada como o esforço de simular a situação de um mercado hipotético. Uma solução conhecida na literatura econômica para resolver esse tipo de problema é o emprego do método da avaliação contingente (MAC). O MAC consiste em determinar a disponibilidade a pagar dos usuários da água, por meio de procedimentos econométricos baseados em dados obtidos via pesquisa direta com os próprios usuários envolvidos. Esse método apresenta duas desvantagens básicas. A primeira delas é que o MAC é uma solução custosa. A elaboração de questionários, o treinamento dos pesquisadores, bem como todo o processo de análise e processamento dos dados obtidos são todos procedimentos que demandam tempo e principalmente recursos para cobrir os custos durante esse longo processo. A segunda desvantagem é que os resultados obtidos com essa técnica podem não ser tão precisos quanto se gostaria que fossem, pois, independentemente de os questionários terem sido bem elaborados e aplicados, não é possível fazer com que os usuários revelem precisamente o quanto eles estariam realmente dispostos a pagar pelo uso da água. Mesmo que se obtenha um certo valor dos usuários da água, nada garante que esse seja o verdadeiro valor para a água, visto que os usuários comportam-se estrategicamente segundo o princípio hedonístico (máximo com o mínimo de esforço), de modo que ao esconderem a verdade eles poderiam obter um benefício extra.

Outra solução alternativa que não apresenta as desvantagens da demanda contingente e pode ser aplicada a qualquer uso da água, é a demanda “tudo ou nada”. Esse método foi recentemente utilizado por Carrera-Fernandez (1997b) para avaliar as demandas por água nas

---

16 A demanda ecológica (a jusante da barragem Principal) é a vazão necessária para que a água permaneça na composição do cenário físico, onde cumprirá um papel bem definido na preservação de ecossistemas. Embora tratando-se de um “uso” muito especial, a demanda ecológica não se configura como uso econômico da água. Daí porque ela foi retirada do cálculo da demanda total por água.

principais bacias hidrográficas do Estado da Bahia e consiste em avaliar as funções de demanda por água por meio do conceito de preços de reserva da água para os seus vários usuários.

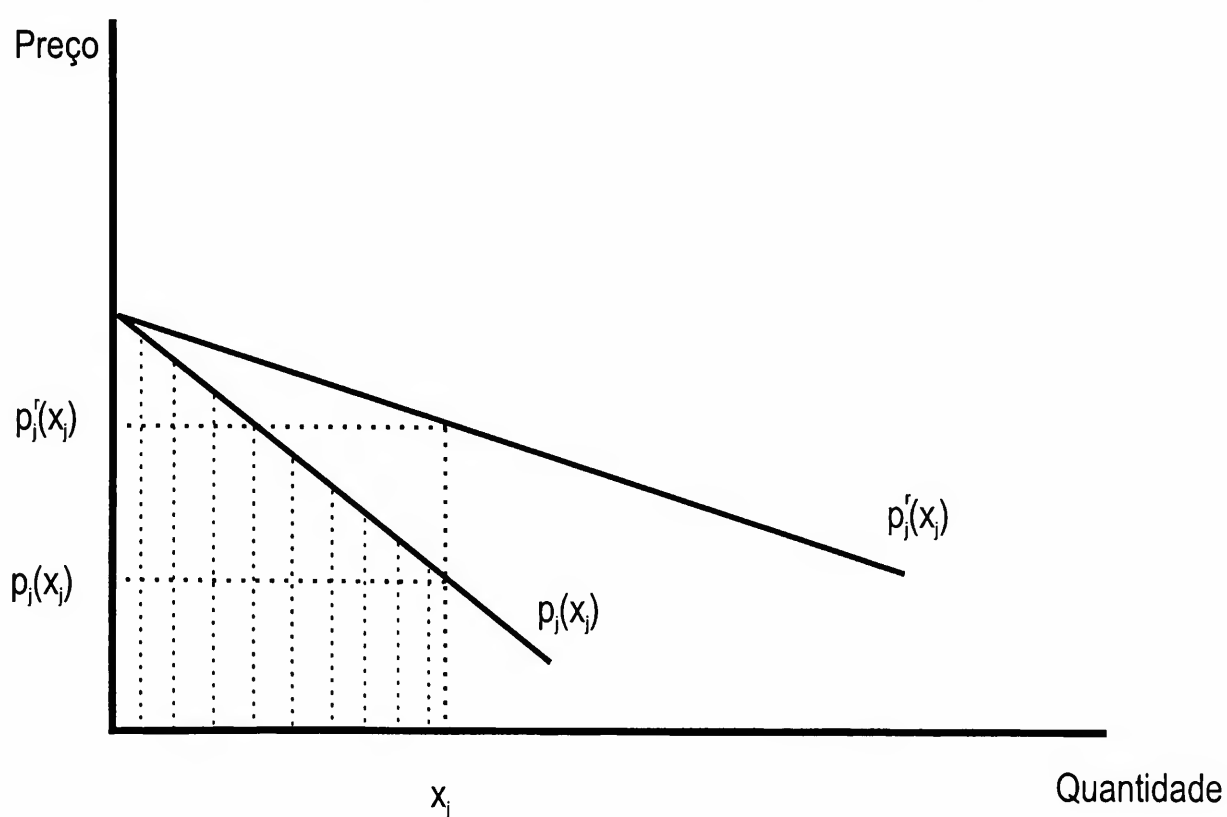
Neste ponto é relevante distinguir dois diferentes conceitos de demanda: a demanda ordinária e a demanda “tudo ou nada”. A demanda ordinária é largamente utilizada na teoria econômica, e o seu conceito é bastante disseminado. Por outro lado, a demanda “tudo ou nada” é muito pouco utilizada pelos economistas, e o seu conceito não é trivial. Demonstra-se, a seguir, que uma é a transformada da outra, por um processo de derivação ou integração, respectivamente.

A curva inferior na Figura 1 ilustra a função de demanda ordinária por água no uso  $j$ , a qual é especificada por:

$$p_j = p_j(x_j), \text{ com } dp_j(x_j)/dx_j < 0$$

onde  $x_j$  é a quantidade demandada de água no uso  $j$  e  $p_j$  o seu preço. A altura da curva de demanda ordinária em qualquer ponto,  $p_j(x_j)$ , representa a disposição a pagar, a qual é definida pelo máximo valor que um usuário da água no uso  $j$  estaria disposto a pagar por uma dada quantidade  $x_j$  de água nesse uso.

**Figura 1**  
**Funções de Demanda Ordinária e “Tudo ou Nada”**



Com base nessa mesma curva de demanda, pode-se avaliar o conceito de preço de reserva,  $p_j^r$  (ou seja, o máximo valor que o usuário da água no uso  $j$  estaria disposto a pagar e permanecer indiferente entre pagar e ter a água disponível para o uso ou não tê-la, absolutamente), o qual é definido por:

$$p_j^r(x_j) = (1/x_j) \int_0^{x_j} p_j(x_j) dx_j$$

O preço de reserva representa a altura da curva de demanda “tudo ou nada”, que é mostrada na Figura 1 pela curva mais alta,<sup>17</sup> e corresponde à área por baixo da curva de demanda ordinária (área hachurada na Figura 1). Diferenciando-se a demanda “tudo ou nada” em relação a  $x_j$ , obtém-se a função de demanda ordinária:

$$d[p_j^r(x_j)x_j]/dx_j = p_j(x_j)$$

Em outras palavras, a função de demanda ordinária,  $p_j(x_j)$ , é a curva marginal da função de demanda “tudo ou nada”,  $p_j^r(x_j)$ , de modo que ao se estimar uma pode-se obter automaticamente a outra.

Além de ser uma solução simples e barata em relação à demanda contingente, a principal vantagem da técnica da demanda “tudo ou nada” é que ela consegue estimar o custo de oportunidade da água em cada uso, alternativa legítima do valor social da água. As funções de demanda ordinária podem ser derivadas a partir das funções de demanda “tudo ou nada”

As funções de demanda “tudo ou nada” são ajustadas por meio dos preços de reserva da água em cada uso, os quais são obtidos admitindo-se uma interrupção hipotética na utilização desse recurso, de modo que os usuários seriam induzidos a buscar uma solução alternativa mais barata (ou menos cara), que causasse o mesmo efeito e suprisse suas necessidades de água. Deve-se ressaltar que, ao interromper o fornecimento de água para um dado uso, a técnica da demanda “tudo ou nada” estabelece um cenário hipotético, que exige do usuário uma solução alternativa. Ao buscar essa solução alternativa, o usuário estaria revelando o

---

17 Desde que  $p_j(x_j)$  é decrescente em  $x_j$ , então  $p_j^r(x_j) > p_j(x_j)$ . Isso significa que a demanda “tudo ou nada” se situa, de fato, acima da demanda ordinária.



verdadeiro valor (ou custo de oportunidade) da água nesse uso. O custo de oportunidade da água nesse uso é, portanto, o valor adicional que os usuários terão que incorrer com essa solução alternativa e permanecer indiferentes entre essas duas soluções.

Estima-se a seguir os preços de reserva da água em cada modalidade de uso e as respectivas funções de demanda “tudo ou nada” por água.

#### 4.1 Preços de reserva da água por modalidade de uso

O preço de reserva da água em um dado uso é estimado a partir dos custos adicionais de substituição por uma solução alternativa ao se interromper o fornecimento ou a captação de água do manancial em questão. A substituição hipotética por uma solução alternativa objetiva revelar a máxima disposição de pagar pelo uso da água de cada usuário. Assim, o preço de reserva da água é o máximo valor que os usuários estariam dispostos a pagar para continuarem a utilizar a água, capturado pelo custo adicional da solução alternativa mais barata (ou menos cara) disponível, e permanecerem indiferentes entre essas duas soluções.

Apresenta-se a seguir o referencial metodológico para determinação dos preços de reserva nas várias modalidades de uso, elementos fundamentais na determinação das funções de demanda “tudo ou nada” por água.

##### 4.1.1 Abastecimento humano

O preço de reserva da água no abastecimento humano,  $p_{ah}^r$ , é o valor que os consumidores de água potável teriam que gastar a mais para captar água de poços artesianos, segunda alternativa mais barata ou menos cara, e permanecerem indiferentes entre continuarem a utilizar a água da companhia de abastecimento público ou fazerem suas próprias captações por meio de poços. Outra solução alternativa que poderia ser utilizada pelos usuários, ao se interromper o abastecimento público de água, seria o suprimento de água potável de outros mananciais via carros pipa. Assim, o preço de reserva da água para abastecimento humano pode ser então avaliado da seguinte forma:

$$p_{ah}^r = (1+\gamma_p)c_p - (1+\gamma_m)c_m$$

onde  $c_p$  é o custo médio de cada metro cúbico de água captada de poços artesianos (ou carro pipa);  $c_m$  é o custo médio de água captada do manancial em questão para abastecimento; e

$\gamma_i, \forall i = p, m$  é a perda de água no abastecimento humano em cada uma das alternativas (poços ou manancial em questão).

O custo médio de produção de água tratada na área da bacia foi estimado em R\$ 0,51 por metro cúbico, ou seja,  $(1+\gamma_m)c_m = 0,51$ . Segundo dados levantados em empresas perfuradoras de poços, o custo médio de captação de água potável via poços artesianos é de R\$ 0,65 por metro cúbico para grandes vazões e R\$ 0,95 por metro cúbico para pequenas vazões. Por outro lado, o custo médio de abastecimento por meio de carros pipa (operados pela iniciativa privada na RMR) está em torno de R\$ 4,37 por metro cúbico de água. A perda média de água na área da bacia do Pirapama é de cerca de  $\gamma_m = 45\%$ .<sup>18</sup> Admite-se que as perdas no abastecimento via poços artesianos seja de apenas  $\gamma_p = 5\%$ . No abastecimento por meio de carros pipa admite-se que não há perdas, de modo que  $\gamma_{cp} = 0$ .

A solução alternativa menos cara, na hipótese de suspensão do fornecimento público, seria a captação individual mediante poços artesianos. Assim, substituindo-se os valores correspondentes na expressão acima, obtém-se o preço de reserva da água no abastecimento humano, que é da ordem de R\$ 0,49 por metro cúbico de água captada, ou seja,  $p_{ah}^r = (1,05 \times 0,95) - 0,51 = 0,49$ . Nessa estimativa, utilizou-se o custo médio de captação de água de R\$ 0,95 por metro cúbico, visto que a maior parte das captações seria feita por meio de poços com pequenas vazões. A Tabela 2 mostra esse par ordenado, cujas coordenadas são (0,49; 6,13). A quantidade desse par ordenado foi a própria demanda por água da bacia para abastecimento público, que é de 6,13 m<sup>3</sup>/s.

Admitindo-se agora que a solução alternativa ao abastecimento público fosse o abastecimento por meio de carros pipa, então o preço de reserva da água nesse uso seria ainda maior. Nesse caso, o novo preço de reserva seria de R\$ 3,86 por metro cúbico de água consumida, visto que  $p_{ah}^r = 4,37 - 0,51 = 3,86$ . Como não haveria perdas nesse caso, a quantidade de água efetivamente captada do manancial seria reduzida para  $x_{ah}' = (1 - \gamma_m)x_{ah} = (1 - 0,45) \times 6,13 = 3,37$  m<sup>3</sup>/s. Essa nova situação alternativa permitiu obter um segundo ponto cujas coordenadas são (3,86; 3,37), o qual possibilitará, juntamente com o par ordenado obtido anteriormente, o ajustamento da função de demanda “tudo ou nada” (veja-se Tabela 2).

18 A qual inclui perdas na captação, tratamento, distribuição, bem como perdas de faturamento.

#### 4.1.2 Abastecimento industrial

Admitindo-se hipoteticamente que o fornecimento ou a captação de água da bacia do Pirapama para as indústrias fosse interrompido, então o custo de oportunidade da água no abastecimento industrial,  $p_{ai}^r$ , seria computado pelo valor (ou gasto) adicional que as empresas teriam que incorrer para se abastecer de água por meio de uma solução alternativa menos cara. Uma solução alternativa seria captar água de outras bacias hidrográficas, via carros pipa ou mesmo mediante a construção de linhas de adução. Outra alternativa que poderia ser ainda utilizada seria a reciclagem de suas águas, ou mesmo uma combinação de reciclagem e captação própria. Em qualquer caso, as firmas teriam que despender recursos adicionais para continuar produzindo o mesmo nível de produção que produziam antes da interrupção do fornecimento de água.

Portanto, o preço de reserva da água no abastecimento industrial,  $p_{ai}^r$ , seria o máximo valor que as indústrias estariam dispostos a pagar pela água e permanecerem indiferentes entre continuar a utilizar água desse manancial ou fazer captações em outras bacias (e/ou reciclar suas águas), segunda alternativa mais barata ou menos cara. Admitindo-se que a solução alternativa menos cara seja a captação via carros pipa, uma vez que grandes captações necessitariam, teoricamente, de outorga de direito de uso, então o preço de reserva da água para abastecimento industrial poderia ser avaliado por meio da seguinte expressão:

$$p_{ai}^r = c_{cp} - (1 + \gamma_m)c_m$$

onde  $c_{cp}$  é o custo médio da água para abastecimento industrial por meio de carros pipa,  $c_m$  é o custo médio de água captada do manancial para uso industrial, e  $\gamma_m$  é a perda no abastecimento industrial com captação do manancial em questão.

A estimativa do preço de reserva da água nesse uso, na hipótese de haver uma interrupção na captação de água do manancial em consideração, foi feita tomando-se por base o custo médio de abastecimento via carros pipa, cujo valor médio foi de R\$ 3,45 por metro cúbico de água. Adotou-se nessa avaliação o custo médio de captação do manancial, que é de cerca de R\$ 0,59 por metro cúbico de água abastecida.<sup>19</sup> Admitiu-se uma perda de água no

<sup>19</sup> Valor esse obtido ao se computar a média ponderada entre a tarifa de água bruta no abastecimento industrial praticada pela COMPESA, que é de R\$ 0,46/m<sup>3</sup>, e o custo de captações próprias (grandes vazões) incorrido pelas indústrias, que é em torno de R\$ 0,65/m<sup>3</sup>. Os fatores de ponderação foram 0,7 para abastecimento próprio e 0,3 para o abastecimento público.

abastecimento industrial de 20%, ou seja,  $\gamma_m = 0,2$ . Assim, substituindo-se esses valores na expressão acima, obtém-se o preço de reserva nesse uso, o qual foi igual a R\$ 2,74 por metro cúbico de água abastecida, visto que  $p_{ai}^r = 3,45 - 1,2 \times 0,59 = 2,74$ . Esse preço de reserva pode ser visto na Tabela 2, como o primeiro elemento de um par ordenado, cujas coordenadas são (2,74; 1,2).

Outra solução alternativa não tão barata quanto a anterior, mas que poderia causar o mesmo efeito, seria a utilização da prática de reciclagem (de parte da água utilizada pela indústria), combinada com o abastecimento (do restante das necessidades de água) por meio de captações próprias. Adotando-se o índice médio de reciclagem de água da indústria americana, que é de cerca de 75% da água utilizada,<sup>20</sup> estima-se que haveria necessidade de captar apenas 25% da demanda prevista de água da indústria (o que significa uma vazão de  $x_{ai}' = 0,3 \text{ m}^3/\text{s}$ ). Adotou-se o custo médio de reciclagem da água na indústria química de R\$ 9,68 por metro cúbico de água, e o custo de captação própria para grandes vazões de R\$ 0,65 por metro cúbico de água. Nesse caso, o custo médio para abastecimento de água na indústria será igual a R\$ 7,42 ( $0,75 \times 9,68 + 0,25 \times 0,65$ ) por metro cúbico. Substituindo-se os valores correspondentes na expressão do custo de oportunidade da água, obtém-se o novo preço de reserva da água, o qual é de R\$ 6,91 ( $7,42 - 0,51$ ) por metro cúbico. A Tabela 2 mostra esse ponto, cujas coordenadas são (6,91; 0,30), o qual possibilitará estimar a função de demanda “tudo ou nada” nessa modalidade de uso.

#### 4.1.3 Irrigação

O preço de reserva da água para a agricultura irrigada é o máximo valor que os irrigantes estariam dispostos a pagar por metro cúbico de água e ficarem indiferentes entre produzir com ou sem irrigação, ou seja, é o ganho adicional que os agricultores teriam se irrigassem suas lavouras com as águas desse manancial, em relação ao valor da produção em sequeiro,  $p_i^r$ , o qual pode ser computado da seguinte forma:

$$p_i^r = (t_i - t_s)S_i/x_i$$

onde  $x_i$  é o volume anual de água captada do manancial para irrigação;  $S_i$  é a área total irrigada com a água desse manancial, por unidade de tempo;  $t_i$  é o preço da terra irrigada por unidade de área; e  $t_s$  é o preço da terra em sequeiro por unidade de área.

20 Dados do Departamento de Comércio dos Estados Unidos da América. (Frederiksen, 1994).

O diferencial de preços  $t_i - t_s$  na expressão acima representa a renda ou quase-renda da terra irrigada em relação à terra não irrigada,<sup>21</sup> a qual é utilizada como *proxy* para o acréscimo do lucro que os produtores teriam com suas lavouras irrigadas, em relação ao lucro que se obteria ao se produzir em sequeiro. Essa renda ou quase-renda é, de fato, apropriada pelos fazendeiros que irrigam a terra e, portanto, pode ser tomada como uma medida do custo de oportunidade da água na agricultura irrigada.

Embora não se disponha de um cadastro de irrigantes na bacia do Pirapama, nem tampouco processos de outorga já aprovados ou em tramitação, estima-se que a área irrigada pelos pequenos produtores não seja inferior a 220 hectares (tomando-se como referência um cenário otimista), que demandam uma vazão de aproximadamente  $0,22 \text{ m}^3/\text{s}$ <sup>22</sup> (ou  $x_i = 6,94 \times 10^6 \text{ m}^3/\text{ano}$ ).

Em levantamento efetuado na área da bacia do Pirapama observou-se que os preços de um hectare de terra (plana, nua, e passível de ser irrigada) podem variar de R\$ 1.200,00 a R\$ 3.000,00, com média em torno de R\$ 1.800,00 por hectare. Por outro lado, os preços de terra não irrigável, de condições semelhantes, podem variar de R\$ 1.000,00 a R\$ 1.800,00, com média ao redor de R\$ 1.500,00. Substituindo-se essas estimativas na expressão acima obtém-se o preço de reserva da água para irrigação,<sup>23</sup> que é de  $\text{R\$ } 9,51 \times 10^{-3}$  por metro cúbico, visto que  $p_i^r = (1800 - 1500)(220 / 6,94 \times 10^6) = 9,51 \times 10^{-3}$ . Esse preço de reserva é o primeiro elemento de um par ordenado, cujas coordenadas são  $(9,51 \times 10^{-3}; 0,22)$ , e pode ser visualizado na Tabela 2.

Outra solução alternativa que poderia ser utilizada em substituição à produção agrícola em sequeiro seria permitir a captação de água para irrigação apenas para aqueles irrigantes outorgados, limitando-se o volume de outorgas a 80% da demanda prevista para esse uso, ou seja,  $x_i' = 0,18 \text{ m}^3/\text{s}$  (o que equivaleria a  $5,68 \times 10^6 \text{ m}^3$  de água por ano). Isso significa que a área irrigada seria reduzida de 220 ha para 176 ha. Estima-se que o diferencial de valor das terras irrigáveis com outorga de direito de uso, em relação àquelas sem outorga, seria em torno de 15%.<sup>24</sup> Na composição desse diferencial haveria uma redução de 5% no valor da terra

21 Renda ou quase-renda econômica é o pagamento a um fator de produção que excede o pagamento mínimo necessário para ter aquele fator suprido pelo mercado.

22 Estimado tomando-se por base o requerimento técnico usual de  $1,0 \text{ l/s/ha}$  de água necessário para irrigar um hectare.

23 Tendo em vista que a prática da outorga ainda não está bem difundida na região, esses valores de terra ainda não capturam totalmente a renda ou quase-renda proveniente da outorga de direito de uso da água. Portanto, espera-se que esse diferencial de preços seja ainda maior, à medida que o mecanismo de outorga de direito de uso da água seja paulatinamente implementado na bacia do Pirapama.

24 Avaliado com base nos dados obtidos na bacia hidrográfica do rio Paraguaçu, no Estado da Bahia. (Carrera-Fernandez, 1997b)

irrigável sem outorga e um aumento de 10% no valor da terra irrigável com outorga. Desse modo, o hectare de terra irrigável na área da bacia do Pirapama, que antes valia em média R\$ 1.800,00, deverá valer R\$ 1.980,00 com outorga e R\$ 1.710,00 sem outorga. Portanto, o valor médio da terra irrigável (ponderado pela participação da terra com e sem outorga de direito de uso) será de cerca de R\$ 1.926,00 por hectare. Substituindo-se esses valores na expressão do preço de reserva nessa modalidade de uso, obtém-se o novo preço de reserva, que é de  $p_i^r = \text{R\$ } 1,32 \times 10^{-2}$  por hectare,<sup>25</sup> visto que  $(1.926 - 1.500)(176/5,68 \times 10^6) = 1,32 \times 10^{-2}$ . O segundo par ordenado fica então determinado, cujas coordenadas são  $(1,32 \times 10^{-2}; 0,18)$ .

#### 4.1.4 Geração de energia elétrica

A utilização da água para geração de energia elétrica pode ser considerada como uso não consuntivo desse recurso, tendo em vista que a geração nas duas PCHs é a fio d'água.<sup>26</sup> Embora a geração de energia elétrica seja considerada como uso não consuntivo dos recursos hídricos, deve-se ressaltar que a geração hidráulica de energia estabelece uma restrição de vazão que deve ser garantida e imposta a todos os usuários a montante do sistema hídrico, vazão essa que ficaria indisponível e não poderia ser utilizada por qualquer outro usuário a montante do ponto de geração.

O preço de reserva que os consumidores-produtores de energia elétrica estariam dispostos a pagar por cada metro cúbico de água para geração de energia elétrica,  $p_e^r$ , é o valor que tais consumidores teriam que despende a mais para consumir energia elétrica de outra fonte alternativa de geração, como, por exemplo, de uma usina térmica ou de um motor a diesel, e estarem indiferentes entre uma alternativa e outra. Isto é:

$$p_e^r = (q_e/x_e)(c_t - c_h)$$

onde  $x_e$  é o volume de água por unidade de tempo requerido para geração de energia elétrica;  $q_e$  é a capacidade instalada de energia elétrica da central hidroelétrica em questão;  $c_h$  é o custo

25 Nessa avaliação admitiu-se que o valor da terra em sequeiro não se alteraria e permaneceria no nível estabelecido pelo seu valor médio de R\$ 1.500,00 por hectare.

26 Nesse caso, a água é utilizada em seu próprio manancial sem haver necessidade de retirá-la, devolvendo-a integralmente ao mesmo. Esse fato não ocorreria se fosse necessária a construção de barramento para regularização da vazão, visto que a simples existência do espelho d'água provocaria evaporação de água suficiente para garantir um uso consuntivo da água.

de geração de 1 mW de energia elétrica pela central hidroelétrica; e  $c_t$  é o custo de geração de 1 mW de energia elétrica por meio de usina térmica ou de um motor a diesel. O diferencial  $c_t - c_h$  na expressão acima representa a economia de custo entre duas fontes alternativas de geração de energia elétrica, benefício esse apropriado pelo produtor.

Ao se proibir a utilização de água pelas duas centrais hidroelétricas localizadas na bacia do Pirapama admite-se que a solução alternativa menos cara (ou mais barata) que produziria o mesmo efeito seria a geração de energia elétrica por meio de usinas térmicas, as quais representariam um custo de aproximadamente R\$ 53,89 por mWh de energia elétrica produzida. Tomou-se a tarifa de suprimento de energia elétrica do sistema Norte-Nordeste da Eletrobrás, que é de R\$ 34,51 por mWh, como *proxy* para o custo de geração de energia elétrica pelas PCHs do Pirapama. A demanda por água para geração de energia elétrica na PCH do Cotonifício José Rufino (aproveitamento marginal), com potência instalada em torno de  $q_e = 0,5$  mW, foi estimada em  $1,2$  m<sup>3</sup>/s, o que equivale a uma demanda de  $x_e = 4.320$  m<sup>3</sup>/h. Admitiu-se que a demanda por água para geração termelétrica foi da ordem de 5% daquela demandada por uma hidroelétrica, o que significaria algo em torno de  $0,06$  m<sup>3</sup>/s (ou  $216$  m<sup>3</sup>/h).<sup>27</sup> Assim, substituindo-se os valores correspondentes na expressão acima obtém-se o preço de reserva para geração de energia elétrica na bacia do Pirapama:  $p_e^r = \text{R\$ } 2,24 \times 10^{-3} = (0,5/4.320)(53,89 - 34,51)$ . Portanto, esse par (preço de reserva e consumo de água) forma um ponto da função de demanda ‘tudo ou nada’, cujas coordenadas são  $(2,24 \times 10^{-3}; 0,06)$ , que pode ser visto na Tabela 2.

Outra solução alternativa à produção de energia elétrica em uma usina termelétrica seria a geração por meio de um motor à diesel, cujo custo de produção estaria em torno de R\$ 58,31 por mWh de energia elétrica. Nesse caso, o preço de reserva seria obtido substituindo-se os respectivos valores na expressão acima, ou seja,  $p_e^r = \text{R\$ } 1,73 \times 10^{-2} = 0,5(58,31 - 53,89)/216$  por m<sup>3</sup> de água. Portanto, o segundo ponto da função de demanda ‘tudo ou nada’ fica assim definido, cujas coordenadas são  $(1,73 \times 10^{-2}; 0,06)$ , conforme pode ser visto na Tabela 2.

27 A geração de energia elétrica por meio de usinas térmicas também exerce demanda sobre a base de recursos hídricos, principalmente para a produção de vapor e para refrigeração nas referidas usinas. Nas plantas termelétricas, o vapor descarregado pelas turbinas a uma pressão inferior à atmosférica passa através dos condensadores, onde sofre resfriamento e retorna ao estado líquido, sendo bombeado novamente para as caldeiras, em circuito fechado. As perdas nesse processo não chegam a ser apreciáveis, razão porque o uso da água para essa finalidade é, para fins práticos, considerado não consuntivo. No entanto, para a refrigeração dos condensadores, deve-se fazer circular grandes volumes de água, gerando perdas um pouco maiores do que aquelas que sucedem no circuito das caldeiras quando a água é devolvida à fonte ou às torres de arrefecimento.

#### 4.1.5 Fertirrigação

O preço de reserva pelo uso dos recursos hídricos da bacia do Pirapama como corpo diluidor dos poluentes do vinhoto na fertirrigação,  $p_f^r$ , é o máximo valor que as usinas estariam dispostas a pagar pelo direito de continuarem a fertirrigar suas lavouras de cana, poluindo os mananciais de forma difusa, e permanecerem indiferentes entre a solução atual ou terem que buscar uma solução alternativa. Uma solução alternativa que reduziria a poluição difusa a níveis bastante baixos seria aumentar a área a ser fertirrigada (ou seja, diminuir a concentração de vinhoto),<sup>28</sup> complementando-se essa medida com o replantio de matas ciliares ao longo da área da bacia, objetivando evitar o carreamento do vinhoto ao leito dos rios. Assim, o preço de reserva poderia ser avaliado da seguinte forma.<sup>29</sup>

$$p_f^r = [(\Delta C_f - \Delta P m_e p_c - \Delta C_a) \Delta S_f + C_r] / x_{\text{DBO}}$$

onde  $\Delta C_f$  é o custo adicional de fertirrigação por hectare ampliado,  $\Delta P m_e p_c$  é o acréscimo da produtividade média da cana-de-açúcar com a fertirrigação,  $p_c$  é o preço médio da cana-de-açúcar,  $\Delta C_a$  é a redução no custo de adubação da lavoura de cana com a fertirrigação,  $\Delta S_f$  é o acréscimo da área a ser fertirrigada,  $C_r$  é o custo de replantio de mata ciliar, e  $x_{\text{DBO}}$  é a carga orgânica potencial do vinhoto produzido nas destilarias, em kgDBO.

Estimativas dão conta que as maiores destilarias que se localizam na área da bacia do Pirapama produzem uma carga orgânica potencial de mais de 226 mil kgDBO/dia, resultado da vinhaça que surge no processo de destilação.<sup>30</sup> Adotando-se a proporção de 12 litros de vinhaça para cada litro de produto (média de álcool e aguardente), então a produção diária de vinhaça é da ordem de 6.264.000 litros/dia ou 2,29 milhões de m<sup>3</sup>/ano. Tomando-se a dose “ideal” de vinhaça que está em torno de 300 m<sup>3</sup>/ha, estima-se que a área a ser fertirrigada é da ordem de 7.621 hectares por ano. Portanto, dobrar a área fertirrigada significa ampliar a área em mais 7.621 hectares por ano. Admitindo-se que expansão na área fertirrigada aumente tais custos em 60% e tomando-se o custo médio de fertirrigação por aspersão na região da bacia do Pirapama de R\$ 4.000,00 por hectare, estima-se um custo adicional de  $0,6 \times 4.000 \times 7.621 = \text{R\$ } 1,83 \times 10^7$  por ano.

28 Estima-se uma dosagem média de vinhaça na fertirrigação da ordem de 300 m<sup>3</sup>/ha.

29 A prática da fertirrigação tem um duplo benefício: o benefício direto com o aumento na produtividade agrícola das áreas fertirrigadas em cerca de 30% e o benefício com a redução verificada com o custo de adubação, visto que as empresas que adotam essa prática não realizam complementação mineral com adubação nas áreas que recebem vinhaça.

30 Essa carga de poluente é equivalente a uma carga orgânica produzida por uma população de 4,2 milhões de habitantes.



Pressupõe-se que a ampliação na área fertirrigada acarretará um aumento de produtividade da cana-de-açúcar em 30%, ou seja, de 50 tn/ha para 65 tn/ha, além de reduzir os custos com adubação. Tomando-se por base o preço da tonelada de cana-de-açúcar, no campo, na região Norte-Nordeste, que é em torno de R\$ 27,00, avalia-se que o ganho em termos de produtividade seja de  $15 \times 27,00 \times 7.621 = \text{R\$ } 3,09 \times 10^6$  por ano. Utilizando-se o custo com adubo de R\$ 2,39 por tonelada de cana, estima-se que a redução do custo com adubação propiciado pela prática da fertirrigação seja da ordem de  $2,39 \times 65 \times 7.621 = \text{R\$ } 1,18 \times 10^6$  por ano.

Objetivando evitar o carreamento do vinhoto para o leito dos rios, admitiu-se que o replantio de matas ciliares abranja uma extensão de 30 km e uma largura de 40 metros (20 metros em cada margem do rio), então a área a ser replantada seria de aproximadamente 120 hectares. Admitindo-se preços de terras ao redor de R\$ 2.000 o hectare, o custo com as desapropriações seria em torno de  $120 \times 2.000 = \text{R\$ } 240.000$ . Tomando-se o custo de replantio de mata ciliar de R\$ 1.400,00 por hectare, então tem-se um custo total com o replantio da ordem de  $(1.400,00 + 2.000,00) \times 120 = \text{R\$ } 408.000,00$  por ano.

Portanto, acrescentando-se o custo do replantio de mata ciliar ( $\text{R\$ } 4,08 \times 10^5$  por ano) ao custo líquido da expansão da área fertirrigada ( $\text{R\$ } 1,4 \times 10^7$  por ano =  $\text{R\$ } 1,83 \times 10^7 - \text{R\$ } 3,09 \times 10^6 - \text{R\$ } 1,18 \times 10^6$ ) obtém-se o custo de oportunidade total líquido da fertirrigação na bacia do Pirapama, o qual é da ordem de  $\text{R\$ } 1,44 \times 10^7$  por ano. Esse seria o montante de recursos (custo de oportunidade da fertirrigação) que a sociedade teria que despender para evitar a poluição hídrica. Dividindo-se esse custo de oportunidade líquido anual pela carga orgânica potencial de vinhoto ( $x_f = 8,25 \times 10^7$  kgDBO por ano), obtém-se o preço de reserva pelo uso dos recursos hídricos da bacia do Pirapama como corpo diluidor dos poluentes do vinhoto (na fertirrigação), ou seja:  $p_f^r = [(2.401,26 - 405,46 - 154,83) \times 7.621 + 4,08 \times 10^5] / 8,25 \times 10^7 = \text{R\$ } 0,175$  por kgDBO. O primeiro ponto na função de demanda “tudo ou nada” fica então determinado, ou seja,  $(0,175; 8,25 \times 10^7)$ , conforme pode ser visto na Tabela 2.

Outra solução alternativa não menos cara seria a transformação do vinhoto em adubo sólido. Essa transformação industrial seria viabilizada mediante a construção de açudes especiais, dispostos em série, para o processo de evaporação da água e conseqüente obtenção do adubo sólido. Estima-se que tais investimentos necessitariam recursos da ordem de  $\text{R\$ } 1,83 \times 10^7$  por ano. Tomando-se a quantidade de DBO demandada pelas três principais destilarias que operam na área da bacia do Pirapama, que é da ordem de  $6,66 \times 10^7$  kgDBO/ano, então o preço de reserva da água como corpo diluidor da carga orgânica do vinhoto na fertirrigação seria de  $\text{R\$ } 0,28$  por kgDBO. Esse valor é o resultado da divisão do custo anual pela carga orgânica potencial anual de vinhoto dessas empresas. Assim, o segundo ponto a

ser considerado para o ajustamento da função de demanda “tudo ou nada” fica então determinado, cujas coordenadas são (0,28; 182.545).

#### 4.1.6 Diluição de efluentes industriais

O preço de reserva dos recursos hídricos quando utilizados como corpo diluidor de efluentes industriais,  $p_{ei}^r$ , é o valor que as indústrias estariam dispostas a pagar para continuarem a diluir seus esgotos, com uma certa concentração aceitável de poluentes, e ficarem indiferentes entre continuarem a produzir do mesmo modo ou, ao serem impedidas de diluir seus esgotos, terem que buscar uma solução alternativa que produza o mesmo efeito. Uma solução alternativa seria a construção de um sistema centralizado de tratamento de efluentes industriais. O custo de oportunidade da água nesse caso seria, portanto, o valor que as empresas, em conjunto, teriam que desembolsar a mais para continuarem produzindo os mesmos níveis de produção que vinham produzindo anteriormente e permanecerem indiferentes entre uma ou outra alternativa, ou seja:

$$p_{ei}^r = (c_r - c)/y_{DBO} = \Delta c_t/x_{DBO}$$

onde  $c$  e  $c_r$  são, respectivamente, o custo de produção por unidade física com a tecnologia atual e com a construção de sistemas de tratamento dos efluentes, de modo que  $\Delta c_t = c_r - c$  é o acréscimo no custo de produção ao se usar a tecnologia mais cara, que reduz a carga orgânica (ou concentração do poluente) no meio ambiente a níveis compatíveis com certos parâmetros ambientais,<sup>31</sup> e  $x_{DBO}$  é a carga orgânica potencial dos efluentes industriais.

Estima-se que os efluentes líquidos das grandes indústrias localizadas na área da bacia do Pirapama são responsáveis por uma carga orgânica potencial de mais de 70.164 kgDBO/dia (ou  $2,56 \times 10^7$  kgDBO/ano). Estimou-se que construção de um sistema de depuração centralizado de efluentes industriais, o qual incluiria a rede coletora, estação de tratamento, estação elevatória e linha de recalque, exigiria investimentos totais (custos com capital, operação e manutenção) da ordem de R\$  $7,8 \times 10^7$  (valor presente), o que representaria uma anuidade (amortização do investimento total)<sup>32</sup> de cerca de R\$  $1,04 \times 10^7$ . Assim, dividindo-se

31 Esse diferencial de custo é implicitamente apropriado pelas indústrias, ao lançarem e diluírem seus efluentes nos mananciais.

32 Utilizou-se como referência para esse projeto um horizonte de 20 anos.

esse custo anual pela carga orgânica potencial anual da indústria obtém-se o preço de reserva da água para diluição de efluentes industriais  $p_{ei}^r = \text{R\$ } 0,41$  (ou seja,  $1,04 \times 10^7 / 2,56 \times 10^7 = 0,41$ ) por kgDBO. Portanto, o primeiro ponto da função de demanda “tudo ou nada” terá as seguintes coordenadas (0,41;  $2,56 \times 10^7$ ).

Outra solução alternativa mais radical e, portanto, mais cara, seria a implantação de um sistema de tratamento terciário (ou até mesmo quaternário), o qual exigiria, além daqueles investimentos contemplados no tratamento secundário, a construção de uma lagoa de polimento. Nesse caso, admite-se que haveria uma redução de 75% no volume de efluente líquido despejado nos mananciais, o que implica igual redução na carga potencial de DBO de 70.164 para 17.541 kgDBO/dia (ou  $6,40 \times 10^6$  kgDBO/ ano). Estimou-se que o custo anual necessário para o tratamento terciário<sup>33</sup> dos efluentes industriais seria de aproximadamente  $\text{R\$ } 1,27 \times 10^7$ . Assim, dividindo-se o custo anual de tratamento terciário dos efluentes líquidos industriais pela carga orgânica potencial anual obtém-se o preço de reserva da água para diluição de efluentes industriais nessa solução alternativa, que é da ordem de  $\text{R\$ } 1,98$  por kgDBO. Portanto, o segundo ponto a ser considerado para o ajustamento da função de demanda “tudo ou nada” terá as seguintes coordenadas (1,98; 17.541) e pode ser visto na Tabela 2.

#### 4.1.7 Diluição de esgotamentos sanitários

O preço de reserva da água para diluição de esgotamentos sanitários,  $p_{es}^r$ , é o valor que os consumidores (agentes poluidores), ou a sociedade de modo geral, estariam dispostos a pagar para diluir seus esgotos, e ficarem indiferentes entre continuarem a utilizar os mananciais como corpos diluidores ou, ao serem impedidos de continuar diluindo seus esgotos nos mananciais, terem que buscar uma solução alternativa que produza o mesmo efeito, ou seja:

$$p_{es}^r = \Delta c_t / x_{\text{DBO}}$$

onde  $\Delta c_t$  é o valor que a sociedade teria que desembolsar para construir um sistema de tratamento de esgotamento sanitário (solução alternativa que produz o mesmo efeito), e  $x_{\text{DBO}}$  é a carga orgânica potencial dos esgotamentos sanitários.

33 Tomou-se por base o aumento de 22% no custo com o tratamento terciário do sistema centralizado do Pólo Petroquímico de Camaçari/Bahia (Garrido, 1891), o qual inclui todos os custos de operação, manutenção e amortização do investimento, associados com a construção de uma lagoa de polimento.

Estima-se que a carga orgânica potencial que é descartada no solo e nos corpos receptores da bacia do rio Pirapama seja da ordem de 4.131 kgDBO/dia (ou  $x_{es} = 1,51 \times 10^6$  kgDBO/ano), a qual deverá exigir do sistema hídrico do Pirapama vazão suficiente para diluí-la. Supõe-se que o menor valor que a sociedade gastaria com o tratamento de seus esgotos seria aquele incorrido pela própria COMPESA nessa tarefa, que é da ordem de R\$ 0,65 por  $m^3$  de esgoto. Assim, admitindo-se que cada  $m^3$  de esgoto contém 17 kgDBO, então o preço de reserva pelo uso da água para diluição de esgotamentos sanitários será igual a  $p_{es}^r = 0,65/17 = R\$ 0,04/\text{kgDBO}$ . O primeiro ponto na função de demanda “tudo ou nada” nesse uso fica, então, definido e terá as seguintes coordenadas (0,04;  $1,51 \times 10^6$ ), conforme pode ser constatado na Tabela 2.

Outra solução alternativa mais dispendiosa seria a construção de um sistema de tratamento terciário no município do Cabo de Santo Agostinho, o qual seria capaz de reduzir os níveis de DBO nas águas da bacia em 85%. Estima-se que o sistema completo, que inclui a rede coletora, estação de tratamento, lagoa de polimento, estação elevatória e linha de recalque, exigiria investimentos da ordem de R\$  $1,2 \times 10^6$  (valor presente), o que representaria uma amortização do investimento de cerca de R\$  $1,61 \times 10^5$  anuais.<sup>34</sup> Assim, dividindo-se o custo anual de implementação do referido sistema de tratamento de esgotos sanitários pela carga orgânica potencial residual de 15%, ou seja,  $2,26 \times 10^5$  kgDBO/ano, obtém-se o preço de reserva da água para diluição de esgotamentos sanitários, que é de R\$ 0,71 por kgDBO. Portanto, o segundo ponto da função de demanda “tudo ou nada” é assim obtido, cujas coordenadas são (0,71; 619,65) e pode ser visto na Tabela 2.

## 4.2 Especificação das demandas e das elasticidades-preço

A Tabela 2 mostra os dois pares ordenados (preço de reserva–quantidade) para cada modalidade de uso, obtidos a partir das estimativas dos preços de reserva da água e das respectivas quantidades demandadas em cada finalidade de uso na bacia do Pirapama. De posse desse conjunto de dois pontos, pode-se então ajustar uma função linear aos mesmos, de modo a obter-se a função linear de demanda “tudo ou nada” por água em cada uso.

---

34 Nessa estimativa considerou-se um horizonte de 20 anos e uma taxa anual de desconto de 12%.

**Tabela 2**  
**Pares de Preço de Reserva e Quantidade em Cada Modalidade de Uso da Água -**  
**Coefficientes Linear e Angular da Demanda “Tudo ou Nada”**

Usos	Preço de Reserva *		Quantidade **		Coeficiente	
	$P_{r1}$	$P_{r2}$	$X_1$	$X_2$	Linear	Angular
Abastecimento humano	0,49	3,86	6,13	3,37	6,53	-0,82
Abastecimento industrial	2,74	6,91	1,2	0,30	1,79	-0,22
Irrigação	$9,51 \times 10^{-3}$	$1,32 \times 10^{-2}$	0,22	0,18	0,32	-10,84
Geração de energia elétrica	$2,24 \times 10^{-3}$	$1,73 \times 10^{-2}$	1,2	0,06	1,37	-75,70
Fertirrigação	0,175	0,28	226.000	182.545	298.425,00	-413.857,14
Diluição de efluentes industriais	0,41	1,98	70.164	17.541	83.906,31	-33.517,83
Diluição de esgotamentos sanit.	0,04	0,71	4.131	619,65	4.340,63	-5.240,82

Fonte: Tabela 1 e cálculos no texto.

\* Os quatro primeiros preços em R\$/m<sup>3</sup> e os três últimos em R\$/kgDBO.

\*\* As quatro primeiras quantidades em m<sup>3</sup>/s e as três últimas em kgDBO/dia.

Conforme demonstrado anteriormente, a função de demanda ordinária por água em cada modalidade de uso é obtida a partir das funções de demanda “tudo ou nada”, visto que as curvas de demanda ordinária correspondem às curvas marginais das demandas “tudo ou nada”. A Tabela 3 mostra as funções de demanda “tudo ou nada” e as correspondentes demandas ordinária por água em cada modalidade de uso na bacia hidrográfica do rio Pirapama, bem como o valor absoluto das elasticidades-preço da demanda, avaliadas nos respectivos pontos previstos de demanda.

**Tabela 3**  
**Demandas por Água nos Vários Usos e Suas Respectivas**  
**Elasticidades-Preço da Demanda, em Valor Absoluto**

Usos	Demandas “Tudo ou Nada”	Demandas Ordinária	$ \epsilon_i $
Abastecimento humano	$X_{ah}=6,53-0,82p_{ah}$	$X_{ah}=6,53-1,64p_{ah}$	0,13
Abastecimento industrial	$X_{ai}=1,79-0,22p_{ai}$	$X_{ai}=1,79-0,44p_{ai}$	0,99
Irrigação	$X_i=0,32-10,84p_i$	$X_i=0,32-21,68p_i$	0,94
Geração de energia elétrica	$X_{ge}=1,37-75,7p_{ge}$	$X_{ge}=1,37-151,4p_{ge}$	0,28
Fertirrigação	$X_f=298.425,0-413.857,14p_f$	$X_f=298.425,0-827.714,28p_f$	0,64
Diluição de efluentes industriais	$X_{ei}=83.906,31-33.517,83p_{ei}$	$X_{ei}=83.906,31-67.035,66p_{ei}$	0,39
Diluição de esgotamentos sanit.	$X_{es}=4.340,63-5.240,82p_{es}$	$X_{es}=4.340,63-10.481,64p_{es}$	0,10

Fonte: Tabela 2 e cálculos no texto.

## 5 Custos de gerenciamento dos recursos hídricos

Embora a construção da barragem Principal seja condição necessária para expansão da oferta de água para o abastecimento urbano da RMR, ela não é suficiente para garantir o suprimento sem racionamento de água. A condição suficiente para garantir a oferta de água ao sistema hídrico do Pirapama, sem riscos de racionamento em anos de secas severas, é a construção do sistema de transposição de águas da bacia do rio Ipojuca.<sup>35</sup> A razão é que secas severas em anos atípicos e aumentos de demanda superiores a 0,8 m<sup>3</sup>/s a montante da barragem Principal podem comprometer a oferta de água para o abastecimento humano e despertar o fantasma do racionamento de água na RMR.

Tomando-se como referência o plano de investimento desejado para a bacia hidrográfica do rio Pirapama para um horizonte de 20 anos,<sup>36</sup> estima-se que serão necessários recursos da ordem de R\$ 71 milhões de reais. Isso significa que a amortização do capital investido será de aproximadamente R\$ 9.505.752,49, cujos recursos teriam que ser supridos, pelo menos em teoria, pelo instrumento de cobrança pelo uso dos recursos hídricos na referida bacia. Deve-se ressaltar que, além da construção do sistema de transposição de águas do rio Ipojuca, o plano de investimento desejado também contempla a implantação de sete sistemas de esgotamentos sanitários, a construção de sistemas de resíduos sólidos urbanos e recuperação de áreas degradadas, bem como investimentos na área de gerenciamento dos recursos hídricos e ambientais e melhoria da qualidade das águas.

Os custos anuais de operação para a bacia do Pirapama foram estimados tomando-se por base os custos de operação de uma hipotética Agência de Águas (ainda não implementada), os quais são da ordem de R\$ 255.996,00. Essa estimativa foi elaborada com base nos custos de implantação e funcionamento dessa Agência e a previsão orçamentária do Comitê de Bacia do Pirapama (já instalada). Assim, o custo anual total de gerenciamento da bacia hidrográfica do rio Pirapama, que é a soma do custo anual de operação (R\$ 255.996,00) mais a amortização dos investimentos e dos respectivos custos de manutenção (R\$ 9.505.752,49), é da ordem de R\$ 9.761.748,49 (veja-se Tabela 4).

---

35 A implantação do sistema de transposição de águas da bacia do Ipojuca será viabilizada por meio da construção de uma barragem na localidade do Engenho Maranhão, cujo investimento está estimado em cerca de R\$ 6 milhões de reais, além da construção de uma estação elevatória e uma adutora, ambos estimados em R\$ 15 milhões de reais. O custo de manutenção do sistema de transposição de águas do Ipojuca foi avaliado tomando-se por hipótese o percentual de 1% dos recursos investidos nesse sistema.

36 Plano esse que, além da construção do sistema de transposição de águas do rio Ipojuca, contempla a implantação de sete sistemas de esgotamentos sanitários, a construção de sistemas de resíduos sólidos urbanos e recuperação de áreas degradadas, investimentos na área de gerenciamento dos recursos hídricos e ambientais e melhoria da qualidade das águas.

Conforme pode ser observado na Tabela 4, os custos totais foram desagregados em dois grupos, de acordo com seus objetivos, ou seja: (i) os que visam aumentar a quantidade (oferta) de recursos hídricos; e (ii) os que objetivam aumentar a qualidade da água (redução da carga de efluentes). Estima-se que 30% desses custos (ou seja, R\$ 2.928.524,55) são para expansão da oferta dos recursos hídricos na bacia do Pirapama, enquanto que os outros 70% (ou seja, R\$ 6.833.223,94) são para reduzir o potencial poluidor, visando melhorar a qualidade de suas águas e expandir o poder de diluição de poluentes na bacia.

**Tabela 4**  
**Custos Totais Anuais (Operação, Manutenção e Amortização do Investimento),  
Médio e Marginal na Bacia do Pirapama**

Discriminação	Custo Total (R\$)	CMe	CMg <sup>LP</sup> (CMg*)
Amortização do investimento e custo de manutenção	<b>9.505.752,49</b>		
Custos de operação e gerenciamento	<b>255.996,00</b>		
• Relacionado à expansão na oferta dos recursos hídricos (CMe em R\$/m <sup>3</sup> )	76.798,80	2,78x10 <sup>-4</sup>	
• Relacionado a melhorar a qualidade das águas (CMe em R\$/kgDBO)	179.197,20	1,63x10 <sup>-3</sup>	
<b>TOTAL</b>	<b>9.761.748,49</b>		
• Para expansão na oferta dos recursos hídricos (CMe e CMg em R\$/m <sup>3</sup> )	2.928.524,55	1,06x10 <sup>-2</sup>	1,81x10 <sup>-2</sup> (0,25)
• Para expandir o potencial de diluição de poluentes na bacia (CMe e CMg em R\$/kgDBO)	6.833.223,94	6,21x10 <sup>-2</sup>	8,91x10 <sup>-2</sup> (5,27x10 <sup>-2</sup> )

Fonte: cálculos no texto.

Estimou-se que do custo anual de operação da bacia hidrográfica do Pirapama R\$ 76.798,80 são para ações específicas de melhoria e expansão da oferta dos recursos hídricos na mesma, enquanto que os outros R\$ 179.197,20 estão relacionados com ações voltadas a reduzir o potencial poluidor na bacia e melhoria na qualidade de suas águas (veja-se Tabela 4). Assim, o custo operacional médio (ou custo unitário) de gerenciamento da bacia hidrográfica do rio Pirapama, em termos de oferta de recursos hídricos,  $CMe_{\text{ÁGUA}}$ , pode ser avaliado dividindo-se o custo operacional dessas ações pela demanda total de água nas várias modalidades (consuntiva e não consuntiva) de uso (que foi de  $2,76 \times 10^8$  m<sup>3</sup>), donde se obtém  $CMe_{\text{ÁGUA}} = R\$ 2,78 \times 10^{-4}$  por metro cúbico (ou R\$ 0,28 por 1.000 m<sup>3</sup>) de água. Por outro lado, dividindo-se o custo operacional das ações voltadas à melhoria do potencial diluidor pela demanda total anual de carga orgânica potencial para diluição nos mananciais da bacia hidrográfica do Pirapama (que foi de  $1,10 \times 10^8$  kgDBO) obtém-se o custo operacional médio

de gerenciamento na bacia do Pirapama, em termos de carga orgânica, ou seja,  $CMe_{DBO} = R\$ 1,63 \times 10^{-3}$  por kgDBO.

O custo marginal de gerenciamento no longo prazo,<sup>37</sup>  $CMg^{LP}$ , corresponde ao custo adicional que se incorreria ao expandir a oferta de água na bacia hidrográfica em um metro cúbico a mais desse recurso, independentemente do uso que se dê à água, ou o custo adicional que seria necessário para reduzir (em uma unidade) a carga orgânica ou concentração de poluentes nos recursos hídricos. Ao se fazer um levantamento das demandas atuais e as demandas futuras por água (ou seja, após a construção da barragem Principal) nos vários usos múltiplos, estimou-se que haveria um acréscimo de vazão no sistema hídrico do Pirapama da ordem de 5,13 (ou seja, 8,75 - 3,62) m<sup>3</sup>/s, o que representaria um volume de água de cerca de  $1,62 \times 10^8$  m<sup>3</sup>/ano. Estimou-se ainda que, com os investimentos programados, a demanda por água para diluição de carga orgânica potencial nos mananciais da bacia do Pirapama poderia sofrer acréscimos de até 70% (cenário otimista), o que representaria um aumento da carga orgânica da ordem de  $5,5 \times 10^7$  kgDBO. Portanto, o custo marginal de gerenciamento de longo prazo na bacia hidrográfica do rio Pirapama será de  $CMg^{LP}_{ÁGUA} = R\$ 1,81 \times 10^{-2}$  por metro cúbico de água, em termos de oferta de água, e de  $CMg^{LP}_{DBO} = R\$ 8,91 \times 10^{-2}$  por kgDBO, em termos de carga orgânica. Estes valores foram obtidos dividindo-se o correspondente acréscimo do custo anual (R\$ 2.928.524,55 e R\$ 6.833.223,94, respectivamente) pelo acréscimo de água bruta em cada finalidade de uso (ou seja, captação ou diluição de carga orgânica) na referida bacia ( $1,62 \times 10^8$  m<sup>3</sup>/ano e  $7,67 \times 10^7$  kgDBO/ano, respectivamente).

O conceito alternativo de custo marginal de racionamento está fundamentado no fato de que nem sempre pode-se satisfazer a demanda por água em uma ou mais modalidades de uso da água. Isso significa que é perfeitamente possível que a disponibilidade hídrica em um dado instante de tempo seja insuficiente para atender à demanda em um certo uso, o que levaria forçosamente a um racionamento na utilização de água, de modo que o seu consumo seria compulsoriamente reduzido em relação à sua demanda em condições normais.

Conforme estabelecido em Albouy (1983), a metodologia utilizada para cálculo do custo marginal de racionamento,  $CMg^*$ , está fundamentada no custo operacional da unidade marginal,  $CMe$ , assim como na possibilidade de racionamento de água em certos períodos do ano

---

37 O custo marginal de gerenciamento está fundamentado no fato de que a gestão dos recursos hídricos é uma atividade (ou indústria, no sentido mais amplo) que produz um serviço essencial de utilidade pública, tendo em vista que a água é um recurso econômico escasso, embora renovável.



(estação mais seca) em anos normais, ou mesmo durante todo o tempo em anos atípicos. Denotando-se a probabilidade média de racionamento de água em qualquer ano por  $P$ , o custo marginal de gerenciamento (de curto prazo) pode ser definido por:

$$CMg^* = (1-P)CMe + P \sum_j C(x_j^0)$$

onde  $x_j^0$  é a quantidade de água racionada no uso  $j$  por unidade de tempo; e  $C(x_j^0)$  é o custo de racionamento da água no uso  $j$ , o qual será avaliado a seguir. É interessante observar que o custo marginal fora do racionamento é igual ao custo operacional do sistema hídrico ( $CMe$ ), o qual é, em geral, pequeno quando comparado ao custo de racionamento.<sup>38</sup>

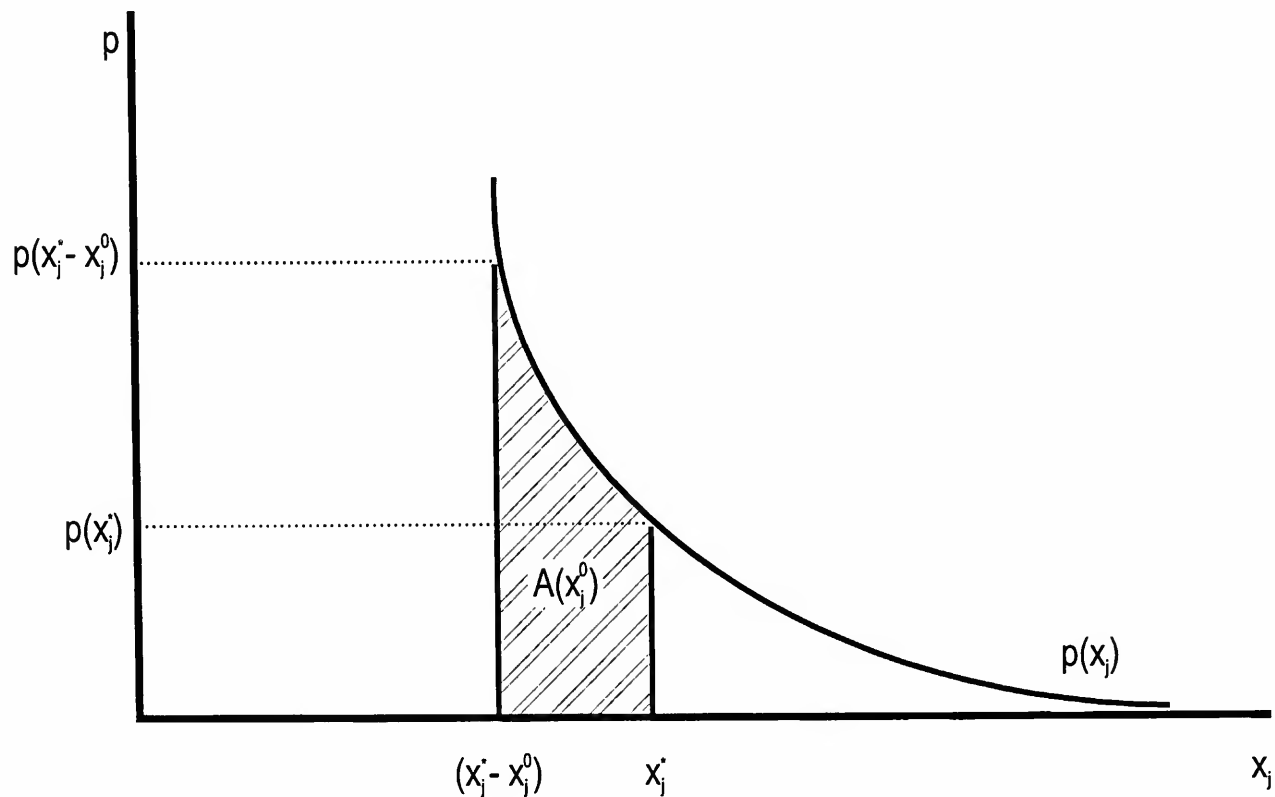
O custo associado ao racionamento de  $x_j^0$  metros cúbicos de água no uso  $j$  é avaliado com base na curva de demanda por água nesse uso, por meio do valor que o usuário (ou grupo de usuários), sob racionamento, estaria disposto a pagar pelo consumo de um metro cúbico adicional de água (ou pelo despejo de diluir  $1m^3$  adicional de efluentes líquidos industriais ou esgotamentos sanitários). Tomando-se a Figura 2 como referência, vê-se que o custo de racionamento de  $x_j^0$   $m^3$  de água será representado pela área hachurada  $A(x_j^0)$ , valor esse que representa o custo para a sociedade de  $x_j^0$   $m^3$  de água. Essa área corresponde à redução do bem-estar dos usuários ao serem racionados em  $x_j^0$  metros cúbicos de água, Assim, o custo unitário de racionamento poderá ser estimado por:

$$C(x_j^0) = A(x_j^0) / x_j^0 = Pp(x_j^* - x_j^0) + (1-P)p(x_j^*)$$

onde  $p(x_j^*)$  é o valor da água fora do racionamento, avaliado com base na curva de demanda por água em cada uso,  $p(x_j^* - x_j^0)$  é o valor da água no racionamento, e  $P$  é a probabilidade de racionamento.

38 Vale a pena ressaltar ainda que essa expressão é uma aproximação progressiva da realidade, pois à medida que a demanda do sistema vai ficando paulatinamente crítica, demandas adicionais não se traduzem apenas em aumentos de custos operacionais de gerenciamento, mas também as margens de reserva do sistema como um todo tornam-se cada vez menores, aumentando conseqüentemente os riscos de racionamento. Ademais, essa expressão é estável numericamente e se aproxima dos custos de longo prazo quando a capacidade do sistema está adaptada ao nível de utilização ótimo.

**Figura 2**  
**Custo Marginal de Racionamento**



Com base na série de dados das secas da década de 1990 produziu-se um cenário pessimista de disponibilidade de água para a bacia do Pirapama. Nesse cenário, estimou-se que poderia haver redução do volume de água durante 12 meses a cada período de 5 anos. Isso significa que a probabilidade de racionamento de água nesse cenário pessimista estaria em torno de  $1/5$ , ou seja, 20%. No cenário otimista, estimou-se que haveria redução do volume de água na referida bacia durante 6 meses em um período de 10 anos, o que representaria uma probabilidade de racionamento de água da ordem de  $1/20$  ou 5%. Para efeito de cálculo do custo marginal de racionamento na bacia hidrográfica do rio Pirapama tomou-se a média desses dois cenários, o que significa adotar uma probabilidade de racionamento de água de 12,5%.

A estimativa do custo marginal de racionamento para o sistema hídrico do Pirapama foi feita tomando-se por base as demandas por água para geração de energia elétrica, irrigação, abastecimento industrial, demandas mais sacrificadas no racionamento, bem como a demanda para abastecimento urbano, que também sofrerá algum racionamento, o que de certa forma restringirá seu consumo, mas não tão significativo quanto as modalidades de uso anteriores, visto que a água para abastecimento humano tem prioridade sobre os demais usos. O racionamento de água para o abastecimento industrial implicará também uma redução na utilização da água da bacia para diluição de efluentes industriais e fertirrigação, enquanto que

o racionamento de água para abastecimento humano, por sua vez, também fará com que haja uma redução na utilização da água para diluição de esgotamentos sanitários.

Tomando-se por base a disponibilidade hídrica na bacia do Pirapama no período mais seco do ano e as necessidades efetivas dos vários usuários da água, o custo da água no racionamento será avaliado de acordo com a seguinte hipótese de racionamento no consumo e das necessidades de diluição de poluentes: (i) racionamento de 30% no abastecimento humano e, em conseqüência, redução dos esgotamentos sanitários, o que significa reduzir o potencial de poluição e diluição de carga orgânica em 30%; (ii) racionamento total da água para as finalidades de geração de energia elétrica e irrigação; (iii) racionamento de 50% na utilização de água para abastecimento industrial, induzindo as unidades industriais a utilizarem mais fortemente a prática de reciclagem e reaproveitamento de suas águas, o que significa também reduzir a diluição de efluentes industriais e a fertirrigação em 50%.

A Tabela 5 contém o demonstrativo do custo da água no racionamento em cada modalidade de uso, tomando-se por base as hipóteses de racionamento e os respectivos preços de demanda, agrupados de acordo com as suas finalidades, ou seja: (i) captação e consumo de recursos hídricos; e (ii) diluição de carga orgânica de esgotamentos. Assim, os custos marginais de racionamento da água na bacia do Pirapama, em cada agrupamento de uso, podem ser finalmente estimados, ou seja:

$$CMg^*_{\text{ÁGUA}} = 0,875 \times 2,78 \times 10^{-4} + 0,125 \times 1,979 = \text{R\$ } 0,25/\text{m}^3 \text{ de água}$$

e

$$CMg^*_{\text{DBO}} = 0,875 \times 1,63 \times 10^{-3} + 0,125 \times 0,410 = \text{R\$ } 5,27 \times 10^{-2}/\text{kgDBO diluído},$$

onde 0,125 e 0,875 são, respectivamente, as probabilidades de racionamento e não racionamento de água;  $2,78 \times 10^{-4}$  e  $1,63 \times 10^{-3}$  são os custos operacionais médio em termos de água bruta captada e em termos de carga orgânica, respectivamente; e 1,979 e 0,41 são, respectivamente, os somatórios dos custos de racionamento da água na bacia, em cada agrupamento de uso.

**Tabela 5**  
**Demonstrativo do Custo da Água no Racionamento na**  
**Bacia Hidrográfica do Rio Pirapama**

Modalidade de Uso	(1) Demanda por Água [ $x_i$ ]	(2) Quantidade Racionada [ $x_i^0$ ]	(3) Consumo no Racionam. [ $x_i - x_i^0$ ]	(4) Preço no Racionam. [ $p(x_i - x_i^0)$ ]	(5) Preço de Demanda [ $p(x_i^*)$ ]	(6) Custo no Racionam. [ $C(x_i^0)$ ]
Abastecimento humano	6,13 <sup>(1)</sup>	1,84 <sup>(1)</sup>	4,29 <sup>(1)</sup>	1,366 <sup>(3)</sup>	0,244 <sup>(3)</sup>	0,800 <sup>(3)</sup>
Abastecimento industrial	1,20 <sup>(1)</sup>	0,60 <sup>(1)</sup>	0,60 <sup>(1)</sup>	2,704 <sup>(3)</sup>	1,341 <sup>(3)</sup>	1,173 <sup>(3)</sup>
Irrigação	0,22 <sup>(1)</sup>	0,22 <sup>(1)</sup>	0,00 <sup>(1)</sup>	0,015 <sup>(3)</sup>	0,005 <sup>(3)</sup>	0,004 <sup>(3)</sup>
Energia elétrica	1,20 <sup>(1)</sup>	1,20 <sup>(1)</sup>	0,00 <sup>(1)</sup>	0,009 <sup>(3)</sup>	0,001 <sup>(3)</sup>	0,002 <sup>(3)</sup>
<b>TOTAL</b>	<b>8,75<sup>(1)</sup></b>	<b>3,86<sup>(1)</sup></b>	<b>4,89<sup>(1)</sup></b>			<b>1,979<sup>(3)</sup></b>
Fertirrigação	226.000 <sup>(2)</sup>	113.000 <sup>(2)</sup>	113.000 <sup>(2)</sup>	0,224 <sup>(4)</sup>	0,088 <sup>(4)</sup>	0,105 <sup>(4)</sup>
Diluição de efluentes ind.	70.164 <sup>(2)</sup>	35.082 <sup>(2)</sup>	35.082 <sup>(2)</sup>	0,728 <sup>(4)</sup>	0,205 <sup>(4)</sup>	0,270 <sup>(4)</sup>
Diluição de esgot. Sanitário	4.131 <sup>(2)</sup>	1.239 <sup>(2)</sup>	2.892 <sup>(2)</sup>	0,138 <sup>(4)</sup>	0,020 <sup>(4)</sup>	0,035 <sup>(4)</sup>
<b>TOTAL</b>	<b>300.295<sup>(2)</sup></b>	<b>149.321<sup>(2)</sup></b>	<b>150.974<sup>(2)</sup></b>			<b>0,410<sup>(4)</sup></b>

Fonte: Cálculos no texto.

(1)m<sup>3</sup>/s; (2)kgDBO/dia; (3)R\$/m<sup>3</sup>; (4)R\$/kgDBO.

Vale destacar que, em termos de água bruta captada e/ou consumida, o custo marginal de racionamento (R\$ 0,25/m<sup>3</sup>) foi cerca de 13 vezes maior que o custo marginal de longo prazo (R\$ 1,81x10<sup>-2</sup>/m<sup>3</sup>). Já em termos de carga orgânica diluída, houve uma inversão, e o custo marginal de racionamento (R\$5,27x10<sup>-2</sup>/kgDBO, ou seja, R\$0,05) foi menor que o custo marginal de longo prazo (8,91x10<sup>-2</sup>/kgDBO, ou seja, R\$0,09), representando quase 60% do custo marginal de longo prazo.

## 6 Preços ótimos pelo uso da água

A política de preços ótimos pelo uso da água é fundamentada, de um lado, no custo marginal de gerenciamento dos recursos hídricos e, do outro, nas elasticidades-preço de demanda por água nas várias modalidades de uso. Ademais, essa política impõe ao órgão gestor dos recursos hídricos um comportamento gerencial auto-sustentável, no sentido de que não haja perdas ou ganhos financeiros nessa atividade, ou seja, condicionando-o a cobrir todos os seus custos na atividade de gerenciamento da bacia. Conforme avançado anteriormente, os preços ótimos pelo uso da água na bacia hidrográfica do Pirapama são determinados a partir da solução do seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} p_j^* = (CMg^* |\varepsilon_j|) / (|\varepsilon_j| - \alpha) \forall j \\ \sum_j p_j^* x_j - C = 0 \end{cases}$$

onde  $p_j^*$  é o preço ótimo da água no uso  $j$ , a ser determinado;  $x_j$  é a respectiva quantidade de água ou carga orgânica demandada do sistema hídrico após os investimentos programados terem sido feitos;  $CMg^*$  é o custo marginal de gerenciamento (de racionamento);  $|\varepsilon_j|$  é a elasticidade-preço da demanda por água no uso  $j$ , em valor absoluto;  $C$  é o custo total do órgão gestor no gerenciamento dessa bacia; e  $\alpha$  é uma constante de proporcionalidade que reflete a diferença relativa entre benefícios e custos marginais, a ser determinada.

As  $j$  primeiras equações  $p_j^* = (CMg^* |\varepsilon_j|) / (|\varepsilon_j| - \alpha)$ , uma para cada uso  $j$ , podem ser reescritas, de maneira mais sugestiva, da seguinte forma  $(p_j^* - CMg^*) / p_j^* = \alpha / |\varepsilon_j|$ , para todo  $j$ . Quando escritas dessa forma, elas estabelecem que o diferencial no preço da água no uso  $j$ , em relação ao custo marginal, em termos porcentuais, é inversamente proporcional à sua elasticidade-preço de demanda. A última equação, por outro lado, é a equação de restrição que restringe o órgão gestor dos recursos hídricos a não apresentar perdas ou ganhos financeiros no gerenciamento dos recursos hídricos da bacia. É importante lembrar que a política de preços ótimos minimiza as distorções na alocação dos recursos da água entre seus vários usuários. Ou seja, é cobrando preços diferenciados que as distorções na utilização dos recursos hídricos são minimizadas.

Substituindo-se os respectivos parâmetros nas equações acima, e resolvendo-se o sistema de oito equações (uma para cada uso múltiplo da água, no total de sete, mais a equação de restrição) e oito incógnitas (os sete preços  $p_{ah}^*$ ,  $p_{ai}^*$ ,  $p_i^*$ ,  $p_{ge}^*$ ,  $p_f^*$ ,  $p_{ei}^*$ ,  $p_{es}^*$ , e a constante de proporcionalidade  $\alpha$ ), obtêm-se os preços ótimos pelo uso da água em cada modalidade de uso na bacia do Pirapama (veja-se Tabela 6).

A Tabela 6 confronta os preços ótimos com outros parâmetros obtidos anteriormente, possibilitando assim uma análise comparativa. Uma inspeção dessa tabela revela ainda que, com exceção dos preços ótimos pelo uso da água para irrigação e geração de energia elétrica, todos os outros preços ótimos são menores que os correspondentes preços de demanda e os respectivos preços de reserva (limite superior e inferior). Convém lembrar que o preço de reserva indica o máximo valor que os usuários estariam dispostos a pagar para utilizar a água desse manancial e ficarem indiferentes entre continuar a captar água desse manancial ou buscar

uma solução alternativa que produza o mesmo efeito. Isso significa que a implementação da cobrança pelo uso da água na bacia hidrográfica do Pirapama, para ser viável (ou seja, se enquadrar dentro da capacidade de pagamento de seus usuários), necessita restringir os preços ótimos aos seus respectivos preços de reserva (ou custo de oportunidade) da água nesses usos.

**Tabela 6**  
**Preços da Água por Modalidade de Uso para a Bacia do Pirapama**

Usos	Preço de Demanda	Preço de Reserva		Preço Ótimo
		Inferior	Superior	
Abastecimento humano <sup>(1)</sup>	0,244	0,49	3,86	$1,68 \times 10^{-2}$
Abastecimento industrial <sup>(1)</sup>	3,614	3,66	6,91	$8,85 \times 10^{-2}$
Irrigação <sup>(1)</sup>	$4,61 \times 10^{-3}$	$9,51 \times 10^{-3}$	$1,32 \times 10^{-2}$	$8,86 \times 10^{-2}$ *
Geração de energia elétrica <sup>(1)</sup>	$1,12 \times 10^{-3}$	$2,24 \times 10^{-3}$	$1,73 \times 10^{-2}$	$3,36 \times 10^{-2}$ *
Fertirrigação <sup>(2)</sup>	$8,75 \times 10^{-2}$	0,175	0,28	$1,31 \times 10^{-2}$
Diluição de efluentes industriais <sup>(2)</sup>	0,205	0,41	8,71	$8,88 \times 10^{-3}$
Diluição de esgotamentos sanitários <sup>(2)</sup>	$2,0 \times 10^{-2}$	0,04	0,71	$2,62 \times 10^{-3}$

Fonte: Tabelas 2 e 5 e cálculos no texto.

(1)R\$/m<sup>3</sup>; (2)R\$/kgDBO.

\* valor superior ao preço de reserva (em relação ao seu nível inferior e/ou superior).

Tendo em vista que os preços ótimos pelo uso da água para irrigação e para geração de energia elétrica extrapolaram a capacidade de pagamento desses usuários, será necessário restringir tais preços ao limite inferior de seus respectivos preços de reserva da água, ou seja,  $p_i^* = p_i^r = 9,51 \times 10^{-3}$  e  $p_{ge}^* = p_{ge}^r = 2,24 \times 10^{-3}$ . Assim, substituindo-se os respectivos parâmetros nas equações restantes, obtém-se um sistema de seis equações e seis incógnitas ( $p_{ah}^*$ ,  $p_{ai}^*$ ,  $p_f^*$ ,  $p_{ei}^*$ ,  $p_{es}^*$ , e  $\alpha$ ). O conjunto de preços ótimos pelo uso da água, com restrição à capacidade de pagamento de seus usuários, é a solução desse sistema e pode ser visto na terceira coluna da Tabela 7.

Vale ressaltar que à medida que os preços pelo uso da água para irrigação e geração de energia elétrica foram restritos aos seus preços de reserva (limite inferior), os preços ótimos dos outros usos (não restritos) sofreram um aumento proporcional, de modo a manter a receita proveniente da cobrança inalterada. De certa forma, esse resultado já era esperado, visto que a perda de receita nesses dois usos terá que ser compensada com um aumento de receita nos outros usos. Especificamente, ao se restringir tais preços aos seus respectivos preços de reserva, o preço ótimo pelo uso da água no abastecimento humano aumentou de R\$  $1,68 \times 10^{-2}$

para  $R\$ 2,13 \times 10^{-2}$ , ou seja, sofreu um aumento de quase 27% em relação à situação sem restrição. O preço ótimo para abastecimento industrial aumentou de  $R\$ 8,85 \times 10^{-2}$  para  $R\$ 1,04 \times 10^{-1}$ , o que representa um aumento de 17,5%. O fato do preço ótimo para o abastecimento humano ter aumentado mais do que para o abastecimento industrial já era esperado, uma vez que a elasticidade-preço da demanda por água para abastecimento humano é menor que a respectiva elasticidade para abastecimento industrial.

No que se refere à utilização da água para diluição de poluentes, o preço ótimo pelo uso da água na fertirrigação aumentou de  $R\$ 1,31 \times 10^{-2}$  para  $R\$ 1,57 \times 10^{-2}$ , o que representa um aumento de quase 20%. Já para a diluição de efluentes industriais o aumento de preço foi de  $R\$ 8,88 \times 10^{-3}$  para  $R\$ 1,09 \times 10^{-2}$  (o que significa um aumento de 22,7%), enquanto que para a diluição de esgotamentos sanitários o preço ótimo aumentou de  $R\$ 2,62 \times 10^{-3}$  para  $R\$ 3,34 \times 10^{-3}$  (aumento de 27,5%). Esses resultados permitem constatar que o aumento no preço ótimo pelo uso da água, ao se restringir o preço pela utilização da água em outra modalidade de uso, é inversamente proporcional à magnitude (em valor absoluto) da elasticidade-preço da demanda. Desse modo, quanto maior for a elasticidade-preço da demanda por água em certa modalidade de uso (em valor absoluto) menor será o aumento no preço ótimo e vice-versa.

É exatamente a possibilidade de estabelecer uma política de subsídio cruzado entre os múltiplos usuários, ou seja, cobrando mais dos usuários com mais condições de pagar e cobrando menos daqueles usuários que menos podem, que as distorções na utilização dos recursos hídricos será minimizada, com ganhos para toda a sociedade.

Finalmente, tendo em vista que a cobrança pelo uso da água para geração de energia elétrica não é de competência do Estado (mas sim da União) e sua cobrança ainda não está prevista na legislação federal, seria importante saber como os preços ótimos pelo uso da água seriam afetados ao se isentar a cobrança pelo uso da água para geração de energia elétrica. Essa simulação é feita restringindo-se o preço pelo uso da água para geração de energia elétrica a zero e fixando-se o preço ótimo pelo uso da água para irrigação ao seu preço de reserva (nível inferior), ou seja,  $p_i^* = p_i^r = 9,51 \times 10^{-3}$ , bem como substituindo-se os valores dos parâmetros nas equações não restritas. Resolvendo-se o sistema resultante de seis equações e seis incógnitas obtêm-se os respectivos preços ótimos restritos pelo uso da água na bacia hidrográfica do Pirapama, conforme pode ser visto na última coluna da Tabela 7.

Comparando-se os preços ótimos ao se isentar a geração de energia elétrica com os preços ótimos obtidos anteriormente (no modelo com restrição da capacidade de pagamento), pode-se observar que, com exceção do preço ótimo para abastecimento industrial, o qual não sofreu

alguma alteração, todos os outros preços ótimos sofreram um pequeno acréscimo. Esse acréscimo foi tanto maior quanto menor foi a elasticidade-preço da demanda no respectivo uso.

**Tabela 7**  
**Preços Ótimos pela Utilização da Água por Modalidade de Uso para a Bacia do Pirapama Sem e Com Restrição**

Usos	Sem Restrição	Com Restrição	
		Cap. de Pag.	S/ Geração EE
Abastecimento humano <sup>(1)</sup>	$1,68 \times 10^{-2}$	$2,13 \times 10^{-2}$	$2,15 \times 10^{-2}$
Abastecimento industrial <sup>(1)</sup>	$8,85 \times 10^{-2}$	$1,04 \times 10^{-1}$	$1,04 \times 10^{-1}$
Irrigação <sup>(1)</sup>	$8,86 \times 10^{-2}$	$9,51 \times 10^{-3}$	$9,51 \times 10^{-3}$
Geração de energia elétrica <sup>(1)</sup>	$3,36 \times 10^{-2}$	$2,24 \times 10^{-3}$	
Fertirrigação <sup>(2)</sup>	$1,31 \times 10^{-2}$	$1,57 \times 10^{-2}$	$1,58 \times 10^{-2}$
Diluição de efluentes industriais <sup>(2)</sup>	$8,88 \times 10^{-3}$	$1,09 \times 10^{-2}$	$1,10 \times 10^{-2}$
Diluição de esgotamentos sanitários <sup>(2)</sup>	$2,62 \times 10^{-3}$	$3,34 \times 10^{-3}$	$3,38 \times 10^{-3}$

Fonte: cálculos no texto.

(1)R\$/m<sup>3</sup>; (2)R\$/kgDBO.

## 7 Considerações finais

A cobrança pelo uso da água é um dos instrumentos de gestão mais apropriados e eficazes de induzir o uso racional dos recursos hídricos e combater o uso perdulário da água. A cobrança pelo uso da água é uma das armas do “arsenal” econômico que vêm reforçar uma série de outros instrumentos de gestão, cujo objetivo principal é alocar eficientemente os recursos da água entre seus múltiplos usuários, além de racionalizar o seu uso. Ademais, a cobrança pelo uso dos recursos hídricos tem por objetivo: (i) gerenciar a demanda, influenciando, inclusive, a decisão de localização da atividade econômica; (ii) redistribuir de forma mais justa os custos sociais, à medida que impõe preços diferenciados para usuários diferentes; (iii) melhorar a qualidade dos efluentes industriais e esgotamentos sanitários lançados nos corpos d’água, visto que o valor cobrado é proporcional à carga de poluentes diluída; (iv) garantir fundos para financiar os investimentos e ações públicas necessários ao setor; e (v) incorporar ao planejamento global as dimensões social e ambiental.

A valorização econômica da água e a conseqüente implementação do instrumento de cobrança pelo seu uso são temas bastante complexos que, além das questões econômicas, envolvem questões legais, institucionais, técnicas, e sociais. Além da escolha do modelo



econômico apropriado, a tarefa de estabelecer um valor para a água requer uma sofisticada capacidade institucional em termos de informação, monitoramento e implementação de políticas. São vários os elementos que influem e afetam a determinação do valor ou preço pelo uso da água, podendo-se destacar, por exemplo, tipo e características hidrológicas do manancial, disponibilidade hídrica, perfil e sazonalidade das demandas, vocação econômica da região, existência de conflitos pelo uso da água, entre outros. É sabido que as variáveis hidrológicas, as quais determinam a disponibilidade hídrica, juntamente com ações técnicas de reserva hídrica, afetam significativamente as variáveis econômicas.

Além do mais, atribuir um valor econômico à água não é tarefa fácil, visto que ela pode ser utilizada em uma grande gama de diferentes usos, desde a sua utilização como bem de consumo final até ao seu uso como insumo na produção industrial ou doméstica, que inclui a diluição de poluentes. Quantificar o valor da poluição que um agente econômico causa aos recursos hídricos é uma das tarefas mais difíceis. Isto porque a avaliação dos impactos negativos aos recursos hídricos e dos custos sociais impostos para toda a sociedade depende, dentre outros fatores, da temporalidade e da intensidade dos danos causados a esses recursos. Não é tarefa fácil para o economista, por exemplo, quantificar o valor de um recurso natural sob o ponto de vista de gerações futuras. Mesmo quando o preço pela diluição de poluentes de um manancial for função apenas do seu custo de despoluição, o valor correspondente ao seu tratamento pode evidentemente não representar os custos reais para a sociedade, visto que diferentes avaliações podem estar associadas a diferentes finalidades e modalidades de uso das águas.

A metodologia utilizada neste estudo superou a impossibilidade de se obter diretamente as funções de demanda ordinária por água em cada uso, sem haver necessidade de se recorrer ao método da demanda contingente. As demandas ordinárias foram determinadas por meio da estimação das funções de demanda "tudo ou nada", visto que elas estão relacionadas por meio de um processo de integração ou derivação. Este ajustamento só foi possível graças à determinação dos preços de reserva da água em cada uso, os quais representam o máximo valor que os usuários estariam dispostos a pagar por cada metro cúbico de água e estarem indiferentes entre continuarem a usar a água desse manancial ou buscarem uma solução alternativa menos cara que produza o mesmo efeito.

A escolha da melhor metodologia para nortear os estudos de preços pelo uso da água foi uma das principais preocupações deste trabalho. A metodologia dos preços ótimos foi escolhida por garantir uma alocação ótima dos recursos da água entre os seus múltiplos usuários, visto que a política de preços ótimos minimiza os impactos negativos na economia, além, é claro, de garantir a própria solvência financeira do órgão gestor dos recursos hídricos.

A cobrança pelo uso da água com base nos preços ótimos funciona como mecanismo eficiente de fazer com que os usuários da água internalizem aos custos privados o custo social que suas decisões individuais de consumo causam aos demais usuários do sistema hídrico.

Portanto, diferentemente do pensamento da grande maioria dos economistas, a adoção de uma política de preços ótimos não significa necessariamente que se deva cobrar o seu custo marginal (de curto ou longo prazos) ou o seu custo médio de produção. Como ficou patenteado neste trabalho, a política de preços ótimos minimiza as distorções na utilização de água, em relação aos seus níveis ótimos, e não apresenta as perdas financeiras associadas com uma política de preço igual ao custo marginal de curto prazo, não amplia as distorções na utilização desse recurso, associada com uma formação de preço igual ao custo médio, tampouco corre o risco de levar a economia a se afastar ainda mais da fronteira Pareto ótimo - tão provável com uma política de preço igual ao custo marginal de longo prazo.

### Referência bibliográfica

Albouy, Yves. *Análisis de costos marginales y diseño de tarifas de electricidad y agua: notas de metodología*. Washington D. C: BID, 1983.

Baumol, W, Bradford, D. Optimal departures from marginal cost pricing. *American Economic Review*, v. 60, 1970.

Carrera-Fernandez, J. *Projeto de implantação da cobrança pelo uso e poluição da água dos mananciais do Alto Paraguaçu e Itapicuru*. Salvador: Governo do Estado da Bahia -SRH/BID, 1996.

\_\_\_\_\_. Cobrança e preços ótimos pelo uso e poluição das águas de mananciais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 28, n. 3, p. 249-277, 1997a.

\_\_\_\_\_. *Ampliação do estudo de cobrança pelo uso e poluição da água em corpos d'água do domínio do Estado da Bahia e complementação da regulamentação da lei estadual*. Salvador: Governo do Estado da Bahia -SRH/BID, 1997b.

\_\_\_\_\_. *Economia dos recursos hídricos*. Salvador: Curso de Mestrado em Economia da UFBA, 1997c. (Texto para discussão).

\_\_\_\_\_. O plano estadual de recursos hídricos e o papel da cobrança pelo uso da água em corpos d'água do domínio do Estado da Bahia. Salvador: *Anais do Seminário dos Docentes da Faculdade de Ciências Econômicas da UFBA*, 1998a.

- \_\_\_\_\_. O princípio dos usos múltiplos dos recursos hídricos e o custo social da energia elétrica no Brasil. *Anais do III Encontro Regional de Economia da ANPEC. Revista Econômica do Nordeste*, v. 28, n. especial, p. 953-966, julho, 1998b.
- \_\_\_\_\_. O princípio dos usos múltiplos dos recursos hídricos: uma análise a partir da bacia do rio Formoso no oeste baiano. *Revista Econômica do Nordeste*. 2000 (no prelo).
- Carrera-Fernandez, J. & Ferreira, J. O custo social dos recursos hídricos em bacias hidrográficas internacionais: o caso da bacia do rio Paraná. *Primeras Jornadas Interdisciplinarias de Estudios y Agroindustriales*. Buenos Aires – Argentina, 1999.
- Carrera-Fernandez, J, Gmünder, U. eds). *Uso eficiente de recursos naturais e uma política tributária ecológica*. Salvador: Goethe-Institut (ICBA), 1998.
- Carrera-Fernandez, J, & Menezes, W. Determinação da disponibilidade a pagar por serviços de abastecimento, esgotamento e coleta de lixo na bacia hidrográfica de Subaé. *Programa de Qualidade Ambiental - Governo do Estado da Bahia*. Salvador, setembro de 1998.
- Coase, Ronald. The problem of social cost. *Jornal of Law and Economics*, 1960.
- Fisher, A. C. *Resource and environment economics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- Frederiksen, Harald D. Drought planning and water efficiency implications in water resources management. Washington D. C: *World Bank Technical Paper*, n. 185, 1994.
- Fundação do Desenvolvimento Administrativo (FUNDAP). *Cobrança pelo uso da água*. Relatório Preliminar. São Paulo: FUNDAP/DAEE, 1991.
- \_\_\_\_\_. *Cobrança do uso da água - subsídios para a implantação*. Relatório Final. São Paulo: Convênio DAEE/FUNDAP, 1993.
- Garrido, Raymundo & Carrera-Fernandez, J. Metodología para la determinación de los precios óptimos y cobro por el uso y contaminación de las cuencas de Paraguaçu e Itapicuru (Brasil). Delgado, C. D. & Alberich, M. V. E. (eds), *Contribuciones al manejo de los recursos hídricos en America Latina*. Mexico: Universidad Autónoma del Estado de México, 1997
- Garrido, Raymundo J. S. *A indústria como usuária dos recursos hídricos*. (Notas para discussão na CIESP - Cubatão). 1993.

- \_\_\_\_\_. *Aspectos institucionais do planejamento e gestão dos recursos hídricos*. Salvador: Programa CIRA - Universidade Católica de Salvador, v. I e II, 1997. (Apostila para o Curso de Gestão e Conservação dos Recursos Hídricos).
- \_\_\_\_\_. *Curso de gestão de recursos hídricos: aspectos institucionais Volume 1*. Salvador: Universidade Católica de Salvador, 1998.
- \_\_\_\_\_. *As bases para a política nacional de recursos hídricos no Brasil. Uso eficiente de recursos naturais e uma política tributária ecológica*. Salvador: Goethe-Institut (ICBA), 1998.
- Governo do Estado de Pernambuco. *Diagnóstico ambiental integrado da Bacia do Pirapama Projeto Pirapama*. CPRH, 1999.
- Layard, P. R. G. & Walters, A. A. *Microeconomic theory*. Mac Grow Hill, 1978.
- Lypsei, R. G & Lancaster, K. J. The general theory of the second best. *Review of Economic Studies*, v. 24, p. 11-32, 1956-7.
- Mas-Colell, Andreu, Whinston, M. D. & Green, J. R. *Microeconomic theory*. New York: Oxford University Press, 1995.
- Samuelson, Paul Anthony. *Fundamentos da análise econômica*. São Paulo: Editora Nova Cultura Ltda, 1988.
- Silberberg, E. *The structure of economics: a mathematical analysis*. New York: Mac Graw-Hill, 1978.
- Pompeu, Cid Tomanik. *Aspectos jurídicos da cobrança pela utilização dos recursos hídricos*. 1992. (Relatório Técnico)
- Varian, Hal R. *Microeconomic analysis*. New York: Norton Company Inc, 1978.

# Mudanças na rentabilidade da siderurgia brasileira após a privatização: a influência de eventos exógenos\*

Marcelo Pinho<sup>§</sup>  
Mauricio Ribeiro do Valle<sup>α</sup>

## ABSTRACT

The Brazilian experience with the privatization policy is already long enough to allow an evaluation of its results, at least for the sectors in which privatization began earlier, such as steel industry. Fast and considerable improvement in the financial performance of this industry has been used as evidence that the efficiency goals were achieved. Nevertheless, a qualitative analysis of the privatization impacts in this industry's structure and competition (Pinho & Silveira, 1998) suggests that exogenous events contributed strongly to the steel companies results. This paper intends to evaluate quantitatively the importance of these factors on the largest steel privatized companies. Therefore, it will be developed a methodology to analyze the problem, which will be applied on the available information.

**Key words:** privatization, financial performance, steel industry.

## RESUMO

Instituído em 1990, o Programa Nacional de Desestatização (PND) já tem uma experiência suficientemente longa para que se dê início à avaliação de suas conseqüências, ao menos naqueles setores submetidos mais cedo à privatização, como é o caso da siderurgia. A rápida e substancial melhoria dos indicadores financeiros nesta indústria tem sido empregada como evidência de cumprimento dos objetivos de ampliação da eficiência. Contudo, uma avaliação qualitativa dos impactos da privatização sobre a estrutura industrial e a dinâmica competitiva do setor (Pinho & Silveira, 1998) sugere que eventos exógenos à desestatização exerceram influência decisiva sobre as condições de rentabilidade das empresas. O objetivo deste artigo é precisamente avaliar quantitativamente a importância de fatores desse tipo na evolução da rentabilidade das maiores siderúrgicas privatizadas. Para tanto, desenvolve-se uma metodologia de análise do problema e, em seguida, aplica-se essa metodologia com base nas informações disponíveis.

**Palavras-chave:** privatização, desestatização, rentabilidade, siderurgia.

**JEL classification:** L61.

---

\* Os autores gostariam de expressar seu agradecimento a pessoas e instituições que colaboraram para a obtenção dos balanços das empresas, fontes básicas para os dados utilizados neste artigo: a FIPECAFI (Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras), a DIESP/FUNDAP (Diretoria de Economia do Setor Público da Fundação do Desenvolvimento Administrativo) e as próprias empresas. É indispensável registrar, em particular, a gentileza com que Luís Fernando Novaes atendeu nossa solicitação de acesso aos arquivos do DIESP/FUNDAP. Por outro lado, somos gratos também a Marcos F. Resende e a dois pareceristas anônimos, que contribuíram para o aperfeiçoamento do conteúdo deste artigo, mas evidentemente não são responsáveis por quaisquer erros e incorreções remanescentes.

§ Do Departamento de Engenharia de Produção da Universidade Federal de São Carlos (DEP/UFSCar).

α Do Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, campus de Ribeirão Preto (FEA-USP/RP).

## 1 Introdução

O Programa Nacional de Desestatização (PND), marco efetivo de um programa de privatização de largo alcance no Brasil, foi instituído em 1990. Sua experiência já é, portanto, suficientemente longa para que se possa dar início a um esforço de avaliação de suas conseqüências, pelo menos naqueles setores que foram atingidos mais cedo pela privatização.

A melhoria dos indicadores econômico-financeiros estampada nos demonstrativos contábeis tornados públicos pelas empresas siderúrgicas tem sido empregada, tanto na literatura acadêmica quanto na imprensa em geral, como evidência de que os objetivos de ampliação da eficiência foram atingidos não apenas de forma ampla mas também muito rapidamente. Com base nesses dados, Faria e Campelo Jr. (1996, p. 28-29), por exemplo, sustentam que “*o desempenho das empresas siderúrgicas privatizadas entre 1992 e 1995 pode ser considerado excelente*” e que “*os resultados positivos [da privatização] surpreenderam até os mais céticos.*” Avançando um pouco mais, Simonsen (1995, p. 13, *apud* Nunes & Nunes, 1998, p. 203) argumenta que, a partir da transferência de controle para investidores privados, “*essas empresas passaram a lucrar mais e aumentar seus investimentos.*”

Com efeito, a comparação das cifras registradas nos balanços das seis maiores siderúrgicas outrora estatais em 1990, antes da privatização, e em 1994, imediatamente após, revela uma autêntica reviravolta nos principais indicadores de *performance*. De acordo com as informações da Tabela 1, o lucro líquido desse conjunto de empresas alcançou cerca de US\$ 1 bilhão em 1994, em forte contraste com os US\$ 2,2 bilhões de prejuízos acumulados em 1990. A geração operacional de recursos, as despesas financeiras e o endividamento bruto apresentam evolução igualmente marcante.

Um artigo anterior (Pinho & Silveira, 1998), que examinou os impactos da privatização sobre os principais elementos da estrutura industrial e da dinâmica concorrencial do setor siderúrgico, sugere, contudo, que uma série de eventos exógenos à desestatização devem ter exercido influência sobre as condições de rentabilidade das empresas. O propósito deste artigo é precisamente avaliar a importância relativa de fatores desse tipo na evolução da rentabilidade das seis maiores empresas siderúrgicas privatizadas, as quais constituíam o núcleo caracteristicamente estatal da siderurgia brasileira.

**Tabela 1**  
**Evolução do Desempenho Econômico-Financeiro das**  
**Siderúrgicas Integradas Privatizadas**  
**Em US\$ milhares de 31.12.1994**

Item	Período	CSN	Cosipa	Açominas	Acesita	CST	Usiminas	Total
Lucro Líquido	1990	-1.231.433	-140.215	-383.935	-58.192	-352.599	-14.143	-2.180.516
	1994	154.152	45.494	9.749	182.364	256.253	344.505	992.517
	Δ 1994-90	1.385.585	185.709	393.684	240.555	608.852	358.648	3.173.033
Geração Oper. de Recursos	1990	-642.169	-432.695	-304.531	-85.949	-182.343	186.727	-1.460.961
	1994	774.648	209.415	132.595	181.952	231.275	470.903	2.000.788
	Δ 1994-90	1.416.817	642.110	437.126	267.901	413.619	284.176	3.461.748
Despesas Financeiras	1990	-1.587.057	65.345	-505.609	-277.692	-60.458	-353.662	-2.719.132
	1994	-24.262	-9.611	-50.174	-26.547	-2.388	-18.545	-131.528
	Δ 1994-90	1.562.794	-74.956	455.436	251.145	58.070	335.117	2.587.605
Endividamento	1990	4.095.980	3.102.459	1.266.943	452.993	1.287.408	1.015.674	11.221.457
	1994	1.385.983	1.827.390	750.483	379.563	873.855	1.504.931	6.722.206
	Δ 1994-90	-2.709.996	-1.275.069	-516.459	-73.430	-413.553	489.257	-4.499.251

Fontes: Relatórios Anuais da Administração das empresas, vários anos.

Embora nos últimos anos venha se avolumando a literatura internacional sobre os efeitos da privatização no desempenho das empresas desestatizadas, o prisma analítico costuma ser bem diferente do que é aqui proposto. O objetivo central da maior parte daqueles trabalhos tem sido testar a significância estatística da mudança após a privatização de alguns indicadores básicos de desempenho. (D'Souza & Megginson, 1999) Embora em certos casos esteja presente a preocupação de ajustar os indicadores de maneira a tentar depurá-los dos efeitos das oscilações macroeconômicas (Boubakri & Cosset, 1998; Fraquelli & Fabbri, 1998), a opção metodológica de trabalhar com uma amostra de empresas que propicie ampla cobertura, tanto em termos de setores quanto, freqüentemente, de países, torna inviável incorporar de maneira efetiva a avaliação de outros fatores de alteração do desempenho que não a mudança para a gestão privada. Esses fatores são, na maioria das vezes, setorialmente específicos e requerem, portanto, um tratamento *ad hoc*.

Na seção subsequente a esta procura-se justamente desenvolver uma metodologia para a análise do problema. Em seguida, são discutidos, na terceira seção, os procedimentos de tratamento dos dados requeridos para a aplicação dessa metodologia com base nas informações disponíveis e, na quarta, os resultados a que se chegou. As principais conclusões do trabalho são resumidas na seção final.

## 2 Metodologia

O objetivo deste artigo é, como já se sugeriu, discriminar o impacto de vários fatores exógenos à privatização propriamente dita sobre a mudança de condições de rentabilidade das maiores empresas siderúrgicas brasileiras desestatizadas na primeira metade dos anos 90. Em outras palavras, procura-se identificar em que medida fatores não relacionados com as mudanças de controle patrimonial e perfil de gestão empresarial influenciaram a evolução dos resultados dessas empresas. Nesta seção desenvolve-se o instrumental genérico para o cálculo desses efeitos e na seguinte são descritos os procedimentos adotados para aplicá-lo aos dados das siderúrgicas privatizadas.

O indicador básico de rentabilidade aqui adotado é a geração operacional de recursos.<sup>1</sup> Esta variável, discriminada nos balanços das empresas em seus demonstrativos de origem e aplicação de recursos (DOAR), é menos afetada do que o lucro líquido por alterações nas práticas contábeis e tributárias. Mudanças nos procedimentos de cômputo da depreciação, reavaliações patrimoniais, provisionamento de despesas e suas reversões são exemplos de eventos de natureza contábil que afetam o lucro líquido mas não refletem modificações efetivas nas condições econômico-financeiras das empresas.

Assim sendo, este artigo procura contribuir para explicar a variação da **geração operacional de recursos** das empresas analisadas ( $\Delta GOR_i$ ). A evolução da rentabilidade toma como base dois únicos anos, 1990 (antes de qualquer grande privatização) e 1994 (depois de todas as empresas serem privatizadas). A metodologia proposta tem, portanto, um caráter estático, não pretendendo calcular os efeitos benéficos cumulativos para as empresas resultantes da acumulação de lucros e de eventos daí resultantes, como a retomada de investimentos e o rendimento de aplicações financeiras. O período delimitado, além de ser homogêneo a fim de permitir uma comparação entre as empresas, é tão curto quanto possível exatamente porque se deseja minimizar a interpenetração dos impactos dinâmicos de cada um dos fatores explicativos da mudança na rentabilidade.

---

1 O termo "rentabilidade" é usualmente referido na literatura financeira como uma taxa, cuja expressão mais freqüente é o retorno sobre o patrimônio líquido (RSPL), definido como a razão entre o lucro e o patrimônio líquidos. Ademais dos problemas, discutidos no corpo do texto, que cercam o uso do lucro líquido como variável-síntese do volume de acumulação de capital pelas empresas, o uso de um índice desse tipo esbarraria na dificuldade em definir, num contexto de transferência da propriedade, um indicador apropriado para o denominador da taxa, a posição de capital próprio da empresa. Justamente por isso, optou-se neste artigo por adotar diretamente um indicador de fluxo de capital gerado e não de taxa de rendimento. De todo modo, cabe alertar que o termo "rentabilidade" estará sendo empregado com certa liberalidade semântica.



O primeiro fator exógeno à privatização em si mesma, que se pode antever tenha exercido efeito significativo sobre a rentabilidade das empresas siderúrgicas, é o saneamento financeiro que antecedeu à privatização em algumas delas. Em Pinho e Silveira (1998, p. 99), com base em dados retirados de Paula (1995) e Passanezi (1992), argumenta-se que no período imediatamente à privatização foi executado um processo de saneamento financeiro que, conquanto tenha favorecido as empresas em extensão muito diferenciada, envolveu (i) a capitalização num montante total de cerca de US\$ 2,3 bilhões, por meio da transferência de dívidas para os antigos controladores das empresas - em última análise, a União -, e (ii) a renegociação de débitos fiscais e com outras entidades públicas, resultando em alongamento do perfil da dívida.

Tal processo não poderia deixar de implicar melhoria da rentabilidade das empresas beneficiadas. Procuramos captar seus efeitos por meio do indicador *SFI*. É conveniente definir duas formulações alternativas para a estimativa desse efeito. São elas:

$$SFI1_i = RDV_i \cdot TJI_i^{90} \quad (1)$$

$$SFI2_i = RDV_i \cdot TJI_i^{90} + (END_i^{90} - RDV_i) \cdot \Delta TJI_i \quad (2)$$

Onde:

$RDV_i$  é a redução do endividamento da empresa  $i$  decorrente do saneamento pré-privatização;

$TJI_i^t$  é a taxa de juros implícita no custo de carregamento do passivo pela empresa  $i$  no ano  $t$ ;

$END_i^t$  é o passivo da empresa  $i$  no ano  $t$ ; e

$$\Delta TJI_i = TJI_i^{90} - TJI_i^{94}$$

A diferença entre *SFI1* e *SFI2* reside em considerar ou não o impacto sobre a rentabilidade da variação na taxa de juros. *SFI2* incorpora este impacto, computando-o com base na parcela do endividamento de 1990 remanescente após o saneamento financeiro. Já *SFI1* o despreza inteiramente. Podem ser formulados argumentos em favor do uso tanto de uma quanto da outra versão do indicador. É verdade que  $\Delta TJI_i$  é afetado por uma série de outros fatores que não

o saneamento financeiro: evolução dos juros domésticos e internacionais, abertura financeira ao exterior, gestão financeira etc. Nesse sentido, imputar seus efeitos a um indicador desenhado para captar especificamente os efeitos do saneamento não parece adequado. Não obstante, deve-se reconhecer que vários dos elementos que mais fortemente influenciam o custo de carregamento das dívidas não são controlados pela administração das empresas, devendo ser considerados exógenos à privatização em si mesma. Justamente por ser possível apresentar argumentos defensáveis em ambas as direções, calculamos as duas versões do indicador.

Vale alertar também que a fórmula de cálculo do indicador *SFI* supõe que a dívida “reduzida”, a parcela dos passivos que foi transferida à União, tinha custo de carregamento exatamente igual ao da média dos passivos de cada empresa.

A liberação dos preços internos do aço é um outro evento que certamente afetou a rentabilidade das empresas siderúrgicas.<sup>2</sup> As variadas formas de controle governamental a que estiveram submetidos os preços do aço foram inteiramente eliminadas no segundo semestre de 1991, no bojo do processo de liberalização que se seguiu ao fracasso do Plano Collor II. Como resultado, entre 1990 e 1994 os preços praticados pela indústria siderúrgica no mercado doméstico, segundo o IPA-OG da FGV, elevaram-se 18,4% com relação à média do setor industrial.

O indicador *LPI* procura estimar os efeitos desse evento. Da mesma forma que no caso de *SFI*, é conveniente definir duas variantes para o indicador, *LPI1* e *LPI2*, quais sejam:

$$LPI1_i = VMI_i^{90} \cdot VPI \quad (3)$$

$$LPI2_i = VMI_i^{94} \left( \frac{VPI}{1 + VPI} \right) \quad (4)$$

---

2 O caráter exógeno à privatização dos efeitos da mudança da política de controle de preços já havia sido anteriormente apontado por Pinheiro e Giambiagi (1997, p. 114) no contexto da discussão sobre a avaliação das empresas por investidores privados e seu impacto fiscal: “*se a rentabilidade aumentar com a privatização devido à adoção de uma política tarifária mais favorável às empresas, então o ganho fiscal resulta da mudança de política e não da privatização propriamente dita.*”

Onde:

$VMI_i^t$  é a receita líquida com vendas de aço no mercado interno pela empresa  $i$  no ano  $t$ ; e  $VPI$  é a variação porcentual real do índice de preços internos entre 1990 e 1994.<sup>3</sup>

3 Mais precisamente, os efeitos da liberação dos preços internos deveriam ser calculados da seguinte maneira:

$$LPI1_i = \sum_{j=1}^n QI_{j,i}^{90} \cdot (PI_{j,i}^{94} - PI_{j,i}^{90}) \quad (3')$$

$$LPI2_i = \sum_{j=1}^n QI_{j,i}^{94} \cdot (PI_{j,i}^{94} - PI_{j,i}^{90}) \quad (4')$$

Onde:

$QI_{j,i}^t$  é a quantidade do produto  $j$  vendida no mercado interno pela empresa  $i$  no ano  $t$ ; e

$PI_j^t$  é o preço do produto  $j$  vendido no mercado interno pela empresa  $i$  no ano  $t$ .

Esse cálculo, todavia, é impraticável já que não se dispõe de informações sobre preços internos desagregadas em nível de produto nem muito menos de empresa.

A adoção das definições (3) e (4) para as duas variantes do indicador  $LPI$  implica assumir implicitamente duas hipóteses: (i) o *mix* de vendas das empresas mantém-se constante entre os dois extremos do período analisado; e (ii) os preços médios de todas as empresas seguem o índice setorial de preços. Assumindo-se a constância dos *mix* de vendas, pode-se reescrever (3) e (4):

$$LPI1_i = QMI_i^{90} \cdot (PMI_i^{94} - PMI_i^{90}) \quad (3'')$$

$$LPI2_i = QMI_i^{94} \cdot (PMI_i^{94} - PMI_i^{90}) \quad (4'')$$

Onde:

$QMI_i^t$  é a quantidade total de aço vendida no mercado interno pela empresa  $i$  no ano  $t$ ; e

$PMI_i^t$  é o preço médio do aço vendido no mercado interno pela empresa  $i$  no ano  $t$ .

Considerando-se adicionalmente a suposição de que os preços médios de todas as empresas seguem o índice setorial de preços, podemos escrever  $PMI_i^t$  e  $VPI$  das seguintes maneiras:

$$PMI_i^t = \frac{VMI_i^t}{QMI_i^t} \quad (5)$$

$$VPI = \frac{PMI_i^{94} - PMI_i^{90}}{PMI_i^{90}} = \frac{PMI_i^{94}}{PMI_i^{90}} - 1 \quad (6)$$

Em assim sendo, pode-se substituir (5) e (6) em (3) e chegar imediatamente a (3''):

$$LPI1_i = QMI_i^{90} \cdot PMI_i^{90} \frac{PMI_i^{94} - PMI_i^{90}}{PMI_i^{90}} = QMI_i^{90} \cdot (PMI_i^{94} - PMI_i^{90})$$

De outra parte, substituindo (5) e (6) em (4), também obtém-se (4'') diretamente:

$$LPI2_i = QMI_i^{94} \cdot PMI_i^{94} \left( \frac{\frac{PMI_i^{94} - PMI_i^{90}}{PMI_i^{90}}}{1 + \frac{PMI_i^{94}}{PMI_i^{90}} - 1} \right) = QMI_i^{94} \cdot PMI_i^{94} \frac{PMI_i^{90}}{PMI_i^{94}} \cdot \frac{PMI_i^{94} - PMI_i^{90}}{PMI_i^{90}}$$

$$LPI2_i = QMI_i^{94} \cdot (PMI_i^{94} - PMI_i^{90})$$

É importante frisar que as hipóteses postuladas neste rodapé não são mantidas ao longo do restante do artigo. Especificamente no cálculo de  $RMI2$  procurar-se-á explicitamente incluir a avaliação do efeito da mudança de *mix* proporcionada pelo redirecionamento das vendas para um mercado interno em expansão.

*LPII* reflete apenas e tão-somente o efeito que a liberação dos preços teve sobre as quantidades vendidas no período anterior à privatização (1990). Pode-se argumentar que os efeitos da liberação dos preços se fizeram sentir também sobre as quantidades vendidas após a privatização (1994). Esta segunda estimativa, mais abrangente, do efeito da liberação dos preços está expressa em *LPI2*. Sofre, contudo, de um viés dado por um “efeito composição”, posto que capta também impactos de elevação das quantidades vendidas, os quais não podem ser considerados exógenos à privatização. De todo modo, vale a pena calcular ambas as variantes do indicador e apresentar, portanto, duas estimativas para o efeito da liberação dos preços internos do aço.

O cálculo proposto prescinde de informações sobre quantidades e preços em nível de empresa, adotando como *proxy* para a evolução dos preços no mercado interno a variação do IPA da siderurgia. Ao empregar no cômputo de ambas as versões de *LPI* um índice de preços e não diretamente a evolução dos preços médios praticados por cada empresa no mercado interno evita-se captar neste indicador impactos da mudança de *mix* de produtos vendidos, vale dizer, os efeitos positivos decorrentes de um eventual enobrecimento das vendas ao mercado interno. Tais efeitos serão tratados separadamente mais adiante.

O uso de um índice de preços, contudo, implica assumir implicitamente duas suposições: (i) a estrutura de ponderação dos preços internos de cada empresa assemelha-se à do IPA setorial e (ii) os distintos perfis de vendas das empresas não resultam em diferenças expressivas quanto à evolução média dos preços por elas praticados no mercado doméstico. Concretamente, sabe-se que a variação do IPA da siderurgia subestima a variação dos preços das empresas privatizadas. Há evidências de que os preços de produtos não-planos, fabricados de forma amplamente majoritária por siderúrgicas que sempre foram privadas, elevaram-se bem mais modestamente do que a média do setor no período sob análise. (Pinho & Silveira, 1998, p. 100 e Brumer, 1994, p. 25, *apud* Paula, 1995) Apesar desses problemas, não há outro indicador disponível para acompanhar a evolução dos preços das ex-estatais siderúrgicas.

Note-se, ademais, que *VPI* foi calculado com base na variação do índice setorial relativamente à média do IPA da indústria. Isso implica considerar que, caso os preços não tivessem sido liberados, sua evolução ocorreria em linha com a dos preços dos setores consumidores, aproximada pela variação do IPA em toda a atividade industrial. A experiência histórica sugere que, caso o regime de controle de preços fosse mantido, a elevação dos preços siderúrgicos tenderia a ocorrer em ritmo menos vigoroso do que a dos preços dos bens que utilizam este insumo.<sup>4</sup> Apesar disso, suposições alternativas àquela aqui proposta envolveriam doses adicionais de arbitrariedade.

---

4 Entre 1981 e 1990, os preços da siderurgia deflacionados pelo IPA-industrial experimentaram uma queda acumulada de 50,8%.

A evolução do preço do aço exportado é um terceiro fator exógeno à privatização que certamente terá produzido influência significativa na evolução da geração operacional de recursos. Entre 1990 e 1994, observa-se uma queda de 5% num índice de preços de exportação de aço pelo Brasil. Há que se considerar também a flutuação da paridade cambial em termos reais. *EPE* é, portanto, o indicador encarregado de captar os efeitos da evolução dos preços externos. Sendo sua natureza análoga à do indicador *LPI*, é igualmente conveniente defini-lo de duas formas alternativas:

$$EPE1_i = VME_i^{90} \cdot VPE \quad (7)$$

$$EPE2_i = VME_i^{94} \left( \frac{VPE}{1 + VPE} \right) \quad (8)$$

Onde:

$VME_i^t$  é a receita líquida com vendas de aço no mercado externo pela empresa *i* no ano *t*; e

*VPE* é a variação porcentual real do índice de preços externos entre 1990 e 1994.

Como ressurge aqui a questão de se captar ou não impactos relativos à variação das quantidades comercializadas, são definidas duas versões para *EPE*. A primeira delas, *EPE1*, é calculada com base nas quantidades exportadas em 1990 e a segunda, *EPE2*, empregando as quantidades de 1994. Naturalmente, cabem aqui ponderações e ressalvas análogas àquelas formuladas com relação ao uso no cálculo de um índice de preços e à existência de um “efeito composição” em *LPI2*. A interpretação do significado dos indicadores *EPE* é, no entanto, ao mesmo tempo diferente e mais simples. Eles captam simplesmente o efeito de variações reais, em moeda nacional, nos preços de produtos exportados com relação ao período-base (1990).

Para cumprir esse intuito, é preciso que *VPE* seja mais do que um mero índice de preços de exportação em US\$. Com efeito, *VPE* resulta da multiplicação de um índice de preços desse tipo pela taxa cambial média anual com posterior deflação pelo índice de preços escolhido para refletir a inflação doméstica. A evolução da série assim produzida indica, com precisão, o impacto sobre o faturamento com exportações da evolução dos preços externos em moeda de poder aquisitivo constante. Portanto, *VPE* reflete também a oscilação da paridade cambial em termos reais, sendo afetada pela tendência de apreciação cambial que o Plano Real viria agravar em 1994.

Por fim, um quarto fator que certamente produziu impacto sobre a rentabilidade das siderúrgicas privatizadas foi a recuperação do mercado interno. O consumo aparente de aço no Brasil em 1994 superou em 34,2% o volume registrado em 1990. O aumento do consumo interno beneficia as empresas siderúrgicas por duas razões: (i) os preços praticados no mercado interno tendem a ser mais elevados do que os obtidos nas exportações<sup>5</sup> e (ii) as vendas internas apresentam maior proporção de produtos mais elaborados, ao passo que as exportações concentram-se em itens básicos, de menor valor agregado. Esses benefícios estão presentes mesmo quando as quantidades vendidas totais se mantêm inalteradas.

O indicador *RMI* capta os efeitos dessa melhoria do mercado interno. Pode-se, novamente, definir duas variantes para o indicador: *RMI1* representa uma acepção mais restritiva, calculando exclusivamente os efeitos da obtenção de preços mais elevados na parcela das vendas reorientada para o mercado interno. Já *RMI2* procura identificar também os efeitos positivos do enobrecimento no *mix* de vendas. O procedimento de cálculo proposto, em ambos os casos, exclui os impactos do aumento do volume total de vendas e do grau de utilização da capacidade, já que esses eventos não podem ser considerados estritamente independentes das mudanças gerenciais decorrentes da privatização.

*RMI1* e *RMI2* podem ser assim definidos:

$$RMI1_i = \sum_{j=1}^n (PI_{j,i}^{94} - PE_{j,i}^{94}) \cdot (QI_{j,i}^{94} - QIA1_{j,i}^{94}) \quad (9)$$

$$RMI2_i = \sum_{j=1}^n (QE_{j,i}^{94} \cdot PE_{j,i}^{94} + QI_{j,i}^{94} \cdot PI_{j,i}^{94}) - (QEA2_{j,i}^{94} \cdot PE_{j,i}^{94} + QIA2_{j,i}^{94} \cdot PI_{j,i}^{94}) \quad (10)$$

Onde:

$QI_{j,i}^t$  e  $PI_{j,i}^t$  foram definidos anteriormente;

$QE_{j,i}^t$  é a quantidade do produto  $j$  vendida no mercado externo pela empresa  $i$  no ano  $t$ ;

$PE_i^t$  é o preço do produto  $j$  vendido no mercado externo pela empresa  $i$  no ano  $t$ ;

5 Os preços internos são mais remuneradores porque as siderúrgicas não têm que arcar, no mercado doméstico, com os custos portuários, os fretes internacionais e o prêmio negativo associado a medidas protecionistas. (Pinho & Silveira, 1998, p. 94)

$$QIA1_{j,i}^{94} = \frac{QI_{j,i}^{90}}{QV_{j,i}^{90}} \cdot \frac{QV_{j,i}^{94}}{\sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{94}} \cdot \sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{94} = \frac{QI_{j,i}^{90}}{QV_{j,i}^{90}} \cdot QV_{j,i}^{94} \quad (11)$$

$$QIA2_{j,i}^{94} = \frac{QI_{j,i}^{90}}{\sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{90}} \cdot \sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{94} \quad (12)$$

$$QEA2_{j,i}^{94} = \frac{QE_{j,i}^{90}}{\sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{90}} \cdot \sum_{j=1}^n QV_{j,i}^{94} \quad (13)$$

$$QV_{j,i}^t = QI_{j,i}^t + QE_{j,i}^t \text{ (quantidade total vendida do produto } j \text{ pela empresa } i \text{ no ano } t) \quad (14)$$

O entendimento do procedimento de cálculo ora adotado depende fundamentalmente da compreensão do significado das variáveis “ajustadas”  $QIA1_{j,i}^{94}$ ,  $QIA2_{j,i}^{94}$  e  $QEA2_{j,i}^{94}$ .

$QIA1_{j,i}^{94}$  corresponde a um ajustamento das quantidades vendidas em 1994 para, em primeiro lugar, manter a repartição das vendas entre os  $n$  produtos registrada nesse ano, mas, em seguida, distribuir as vendas de cada produto  $j$  entre os mercados interno e externo de acordo com o padrão verificado em 1990.  $QIA1_{j,i}^{94}$  acaba por corresponder à quantidade vendida do produto  $j$  em 1994 distribuída entre os mercados interno e externo segundo a repartição de 1990.<sup>6</sup> Com esse ajuste, alcança-se o objetivo de, ao subtrair  $QIA1_{j,i}^{94}$  de  $QI_{j,i}^{94}$ , captar em *RMII* o impacto da melhoria de posicionamento com relação ao *dual-pricing* sem se computar influências de enobrecimento do perfil de produção e vendas. Efetivamente, se em cada linha de produto  $PI_j > PE_j$ , então a transferência de vendas para o mercado interno permite gerar maior receita sem contrapartida em custos.

6 Ou, mais simplesmente, a quantidade vendida no mercado interno do produto  $j$  em 1990 acrescida da variação das vendas totais desse produto.

$QIA2_{j,i}^{94}$  e  $QEA2_{j,i}^{94}$  são resultado de um outro processo de ajustamento. Como no caso de *RMI2*, deseja-se refletir também o efeito do enobrecimento de *mix*, as quantidades vendidas em 1994 podem ser submetidas a uma redistribuição mais simples, o qual gera as quantidades que teriam sido vendidas em 1994 de cada produto *j*, respectivamente nos mercados interno e externo, se as vendas totais neste ano tivessem reproduzido exatamente o padrão de repartição entre produto/mercado observado em 1990. Nesse sentido, *RMI2* capta a diferença entre a receita líquida efetiva em 1994 e a receita que seria obtida com os preços de 1994 caso as vendas se distribuíssem entre os mercados externo e interno e entre os vários produtos da mesma maneira que em 1990.<sup>7</sup>

Note-se que a presunção que induz a realização do cálculo de *RMI2* é de que ordenando-se os *n* produtos numa escala crescente de valor agregado se obtenha também uma ordenação crescente em termos de lucro por unidade vendida. Sabe-se, contudo, que o enobrecimento de *mix*, embora, de fato, favoreça a rentabilidade, também requer um aumento do custo unitário dos bens vendidos. O procedimento de cálculo proposto para *RMI2* desconsidera inteiramente esses custos adicionais, sobre os quais não há dados disponíveis.

Por fim, vale a pena frisar que, dadas as definições de  $QIA1_{j,i}^{94}$ ,  $QIA2_{j,i}^{94}$  e  $QEA2_{j,i}^{94}$ , o indicador *RMI*, em nenhuma de suas variantes, é afetado pelos efeitos de elevação da produção ou do grau de ocupação da capacidade, cujos determinantes, como já se disse, não podem ser trivialmente desvinculados da melhoria da gestão.

### 3 Tratamento dos dados e operacionalização dos cálculos

A aplicação da metodologia desenvolvida na seção anterior às empresas e ao problema aqui abordados exigiu a adoção de uma série de procedimentos específicos. Os objetivos desta seção são descrever detalhadamente tais procedimentos e avaliar as conseqüências de uma série de peculiaridades dos dados básicos para os resultados do exercício realizado neste artigo.

7 É possível rearranjar a expressão (10) de uma maneira que talvez torne mais claro o seu significado:

$$RMI2_i = \sum_{j=1}^n [(QE_{j,i}^{94} - QEA2_{j,i}^{94}) \cdot PE_{j,i}^{94}] + [(QI_{j,i}^{94} - QIA2_{j,i}^{94}) \cdot PI_{j,i}^{94}] \quad (10')$$



O primeiro aspecto a considerar é a necessidade de deflacionar valores e, portanto, selecionar um índice de preços adequado. A escolha recaiu no IGP-DI “centrado”, uma transformação do conhecido índice de preços calculado pela Fundação Getúlio Vargas. O ideal seria utilizar um deflator que permitisse exprimir a relação de trocas entre as empresas privatizadas e o conjunto da sociedade. Conceitualmente, o deflator implícito do PIB é o indicador que mais se aproxima deste índice ideal. Todavia, não há informações sobre o deflator implícito em outra base que não a de variações médias anuais. Para deflacionar valores de balanços elaborados de acordo com a sistemática da correção integral<sup>8</sup> e, por conseguinte, expressos em moeda de poder aquisitivo constante de 31 de dezembro de cada ano, a série disponível do deflator implícito é evidentemente inadequada. A melhor aproximação de que se dispõe na economia brasileira para um índice com essa abrangência é o tradicional IGP-DI. De todo modo, as séries deste índice em base mensal referem-se à média dos preços em cada mês. Em períodos de inflação muito elevada, como é o caso daquele estudado neste artigo, a atualização de valores de final de mês exige a utilização de um índice “centrado”, computado com base na média do número-índice do mês e do mês subsequente.

Os relatórios anuais e respectivos balanços contábeis constituem as fontes básicas das informações aqui utilizadas. Neste sentido, cabe alertar para as inúmeras dificuldades que envolvem o uso de dados contábeis referentes a um período de inflação tão elevada e de forte instabilidade institucional. O Quadro 1 reporta dois aspectos centrais desse problema: o indexador contábil adotado em 1990 e as mudanças em procedimentos contábeis críticos.

Como se vê, foi freqüente, nos últimos anos, a alteração de regras contábeis críticas para a aferição do lucro líquido das empresas. A adoção da geração operacional de recursos como indicador básico de rentabilidade serve, entre outros objetivos, ao propósito de minimizar as implicações dessas mudanças na comparabilidade dos resultados obtidos em anos diferentes. Reavaliações do imobilizado e modificações nas normas de aferição da depreciação, conquanto afetem o lucro líquido, são inócuas do ponto de vista deste indicador mais abrangente.

---

8 No caso da Acesita, não foi possível utilizar as demonstrações contábeis elaboradas segundo o critério da correção integral. O balanço de 1994 elaborado de acordo com essa sistemática foi publicado em versão muito resumida, sem o demonstrativo de origem e aplicação de recursos (DOAR) e a discriminação, na demonstração de resultados (DR), seja das receitas entre os mercados interno e externo, seja das despesas de natureza financeira. Por conseguinte, e para manter a consistência da comparação ao longo do tempo, tomou-se como fonte para a Acesita os balanços confeccionados segundo a legislação societária. Naturalmente, os procedimentos de atualização de valores não são, nesta circunstância, exatamente os mesmos.

### Quadro 1

#### Indexador Contábil em 1990 e Alterações nos Procedimentos Contábeis por Empresa

Empresa	Indexador em 1990	Alterações nos Procedimentos Contábeis
Acesita	BTN Fiscal	Correção monetária especial em 1991 pelo INPC (Lei 8.200/91)
Cosipa	IGP	Reavaliação do imobilizado em 1990 Alteração nas normas internas de cálculo de depreciação em 1991 Reavaliação do imobilizado em 1997
CSN	BTN Fiscal IPC (L.S.)	Reavaliação do imobilizado em 1989 Reavaliação do imobilizado em 1996
Usiminas	BTN Fiscal	Reavaliação do imobilizado em 1983 Correção monetária especial em 1991 pelo INPC (Lei 8.200/91) Alteração nas normas internas de cálculo de depreciação em 1993
Açominas	BTN Fiscal	Reavaliação do imobilizado em 1983 Alteração nas normas internas de cálculo de depreciação em 1996
CST	IGP	Reavaliação do imobilizado em 1986 Alteração nas normas internas de cálculo de depreciação em 1991

Fontes: Relatórios Anuais da Administração das empresas, vários anos.

Problema mais difícil de contornar é a subindexação dos balanços em 1990. A tentativa de desindexação perpetrada pelo Plano Collor I implicou que o BTN fiscal - então o indexador contábil oficial - acumulasse nesse ano uma variação (845,1%) muito inferior à dos índices de inflação, como, por exemplo, o IGP-DI (1.476,6%) e o INPC (1.585,2%). Dessa subindexação decorreram distorções importantes para os balanços, inclusive aqueles elaborados de acordo com o princípio de correção integral. No contexto deste artigo destacam-se, entre essas distorções, as tendências de:<sup>9</sup> (i) inflar artificialmente as despesas financeiras, ao considerar remuneração real toda a taxa de juros que excedeu um indicador inadequado de evolução dos preços<sup>10</sup>; e, (ii) em empresas cujo ativo permanente é maior do que o patrimônio líquido - o que costuma ocorrer folgadoamente em empresas siderúrgicas -, subestimar o saldo positivo de ganhos com ativos não-monetários com relação às perdas com

9 Outro impacto importante do problema é a subcorreção de todos os valores de fluxos, sejam eles despesas ou receitas, realizados ao longo do ano. Como as cifras desses fluxos são convertidas, na data de sua realização, numa unidade de valor indexado, se a variação até o final do ano do indexador correspondente for inferior à inflação efetiva, esses fluxos estarão subcorrigidos ao final do período. O viés final daí resultante não tem, contudo, uma direção inequívoca e dependerá de circunstâncias específicas a cada empresa, como a distribuição ao longo do ano das despesas e receitas e a própria preponderância de uma situação de lucro ou prejuízo.

10 Isto porque os ganhos com a depreciação dos passivos monetários pela inflação estarão sendo subestimados.

passivos não-monetários. Este último aspecto é análogo à tendência de subestimativa da correção monetária do saldo do ativo permanente contra o patrimônio líquido que prevaleceria no mesmo contexto se considerássemos os balanços elaborados de acordo com a legislação societária.

A Lei 8.200/91, reconhecendo a seriedade dessas distorções, permitiu que as empresas recalculassem seus balanços de 1990 utilizando indexadores mais apropriados. Infelizmente, o artigo 12 da Instrução 167/91 da CVM (Comissão de Valores Mobiliários) facultou às empresas a decisão de publicar ou não as demonstrações de resultados e de origem e aplicação de recursos assim corrigidas, e as administrações maciçamente optaram por não tornar públicos esses demonstrativos ajustados.

Potencialmente, essas distorções afetariam os cálculos aqui realizados por meio dos indicadores  $SFI1$  e  $SFI2$ . Como  $TJI_i^{90}$  é calculada como a razão entre as despesas financeiras e os passivos da empresa, estará superestimada para todas as empresas afetadas pela subindexação contábil.<sup>11</sup> A contrapartida de uma  $TJI_i^{90}$  demasiado elevada seriam  $\Delta TJI_i$ ,  $SFI1$  e, principalmente,  $SFI2$  muito grandes, já que em 1994 o problema não existe. No entanto, a raiz do problema está exatamente no fato de as despesas financeiras descontadas a “inflação” - melhor seria dizer a “evolução do indexador contábil” - terem sido superestimadas. Ora, isso afeta igualmente os resultados da empresa tal como aferidos pela  $GOR_i^{90}$  e, portanto, também infla artificialmente a variação entre 1990 e 1994 dessa variável, precisamente o indicador adotado de mudança nas condições de rentabilidade. Em outras palavras, do ponto de vista do cálculo proposto nesse artigo, a distorção do indexador produz igualmente efeitos sobre as variáveis dependente,  $\Delta GOR_i$ , e independentes,  $SFI1$  e  $SFI2$ . Cabe, de todo modo, reinterpretar o significado dos indicadores  $SFI$ , observando que eles captam também o efeito da subindexação contábil de 1990 na mudança da rentabilidade das empresas siderúrgicas.

Existe outro aspecto importante com relação ao cálculo de  $TJI_i^t$ : a decisão de basear-se nos passivos totais ou apenas nos passivos onerosos. Do ponto de vista conceitual, não há dúvidas de que a última alternativa é superior. Não obstante, são incontornáveis as dificuldades

---

11 Mesmo sem amparo legal naquele momento, duas das empresas estudadas, Cosipa e CST, empregaram como indexador contábil o IGP-DI e, desta maneira, não são afetadas pelas distorções descritas.

em discriminar, com base nas informações disponíveis nos balanços publicados, as contas do passivo sobre as quais efetivamente incidem encargos financeiros. Fornecedores, provisões para encargos sobre financiamentos, provisão para passivos contingentes, tributos parcelados e obrigações com controladas são apenas alguns exemplos de contas cuja classificação ou não como onerosa é impraticável com base apenas em informações com o nível de agregação dos balanços publicados. A alternativa viável é usar o total dos passivos tanto no denominador do cômputo de  $TJI'_i$  quanto como referência para  $END_i^{90}$ , variável empregada no cálculo de  $SFI2$ .<sup>12</sup>

Também no que se refere a  $VME'_i$  e  $VMI'_i$  o grau de discriminação dos dados nos balanços não é aquele que rigorosamente seria requerido pela metodologia proposta. As demonstrações de resultados informam as receitas brutas de exportação e vendas internas, mas não discriminam dessa maneira os valores dos impostos sobre vendas nem tampouco das outras deduções do faturamento bruto (notadamente fretes).<sup>13</sup> Nesse contexto, optou-se por estimar a repartição entre os mercados externo e interno desses abatimentos à receita bruta assumindo dois procedimentos básicos: (i) atribuir toda a tributação sobre vendas aos produtos comercializados no mercado interno e (ii) distribuir as demais deduções proporcionalmente ao valor das vendas em cada mercado, já considerando aí a dedução dos impostos no caso da comercialização doméstica.<sup>14</sup>

O cálculo dos indicadores  $EPE1$  e  $EPE2$  apóia-se também em  $VPE$ , a variação porcentual dos preços externos em termos reais. Já se discutiu anteriormente o significado de  $VPE$ , mas ainda não se mencionou que o índice de preços de exportação em US\$ que lhe serve de base foi construído a partir dos preços médios de exportação FOB reportados pelo IBS (Instituto Brasileiro de Siderurgia) e adotando uma estrutura de ponderação fixa dada pelas quantidades exportadas em 1990.

Para concluir esta seção, resta referir-se aos dados necessários ao cálculo de  $RM11$  e  $RM12$ . Desde logo, as informações disponíveis não permitem calcular esses efeitos

---

12 Deve-se alertar, contudo, que, apesar da presença dos passivos totais no cálculo de  $SFI2$ , o procedimento adotado, tudo o mais constante, implica subestimar a taxa de juros efetivamente incidente sobre passivos onerosos e, por via de consequência, os próprios indicadores  $SFI1$  e  $SFI2$ .

13 No caso dos balanços de 1994 da Usiminas e da Acesita, nem mesmo a separação entre impostos e outras deduções é fornecida. Esses valores foram estimados de acordo com o padrão de repartição observado em anos anteriores.

14 O procedimento adotado na CST, que concentra suas operações quase integralmente no mercado externo, foi ligeiramente diferente. Para evitar a atribuição de um volume excessivamente alto de impostos às escassas vendas domésticas, preferiu-se aplicar a alíquota média de tributação sobre as vendas domésticas que se pôde inferir para as outras empresas. Já no tocante às demais deduções, empregou-se o procedimento genérico.

isoladamente para cada uma das empresas. Dados de vendas discriminados por linha de produto, efetivamente, só são encontrados nas publicações do IBS e referem-se, na maior desagregação possível, a todo o segmento produtor de laminados planos. Note-se que isso implica excluir a CST e a Açominas, fabricantes de produtos semi-acabados, que, de todo modo, por suas próprias características mercadológicas, não foram realmente afetadas pela recuperação do mercado interno.

É, portanto, nesse nível de agregação que *RM11* e *RM12* serão computados. O cálculo desses dois indicadores depende de informações sobre  $QE'_j$ ,  $QI'_j$ ,  $PE_j^{94}$  e  $PI_j^{94}$ . As três primeiras estão prontamente disponíveis nos anuários estatísticos do IBS.  $PI_j^{94}$ , porém, é uma informação sensível do ponto de vista comercial e que não se consegue obter facilmente. Na ausência de informações adequadas, adotaremos a hipótese heróica de que o diferencial positivo de 20%, referido por Paula (1995) como característico da disparidade entre preços praticados nos mercados interno e externo, seja igualmente válido para todas as  $j$  linhas de produto aqui consideradas.

## 4 Resultados

Os principais resultados da aplicação da metodologia proposta às maiores empresas siderúrgicas privatizadas no Brasil são apresentados na Tabela 2, que está dividida em três partes: na primeira encontram-se os valores dos indicadores calculados para cada uma das empresas; na segunda, a relação entre esses indicadores e a variável cujo comportamento se ajuda a explicar; e, na terceira, agregações desses indicadores segundo quatro critérios alternativos. Esta última parte, de certo modo, resume as conclusões do trabalho e, portanto, é necessário detalhar o significado de cada um desses critérios.

A agregação de explicação “mínima” é a soma algébrica das variantes de menor valor de cada um dos quatro indicadores.<sup>15</sup> A “máxima” corresponde ao exercício exatamente oposto, isto é, a soma das variantes de maior valor dos indicadores. Uma terceira agregação apresentada, dita “conservadora”, soma *SFI1*, *LPI1*, *EPE1* e *RM11*, as versões mais restritivas de cada um dos indicadores. Por fim, há uma quarta agregação, chamada de “abrangente”, que soma *SFI2*, *LPI1*, *EPE1* e *RM12*, as variantes de cada um dos indicadores

---

15 Nos cálculos realizados por empresa, são, a rigor, apenas três os indicadores que estarão em qualquer circunstância sendo submetidos a agregação, já que *RME* não está disponível nesse nível de desagregação.

que se acredita, de acordo com o que foi exposto na segunda seção deste artigo, sejam as mais adequadas do ponto de vista dos objetivos do trabalho.

A observação da coluna total da tabela revela imediatamente que a capacidade de explicação da variação na geração operacional de recursos do conjunto dos efeitos exógenos à privatização aqui relacionados varia muito na dependência dos critérios de agregação adotados: de um mínimo de 19,5% do aumento da rentabilidade das empresas privatizadas até um máximo de 83,4%. Antes de tentar analisar mais detidamente os resultados para o conjunto das empresas, vale a pena explorar um pouco os indicadores isolados de cada siderúrgica.

**Tabela 2**  
**Variação da Rentabilidade e Indicadores de Efeitos Exógenos à Privatização**

Indicador	CSN	Cosipa	Açominas	Acesita	CST	Usiminas	Total
Valor absoluto – US\$ milhares de 31.12.1994							
ΔGOR	1.416.817	642.110	437.126	267.901	413.619	284.176	3.461.748
SFI1	436.338	-28.864	240.198	118.708	0	0	766.380
SFI2	1.535.068	-74.455	461.147	259.553	56.939	41.146	2.579.397
LPI1	140.229	182.451	23.734	98.847	16.774	181.059	643.094
LPI2	223.869	121.835	36.446	99.947	5.133	201.328	688.558
EPE1	-159.849	-103.180	-46.956	-26.928	-78.632	-117.304	-532.849
EPE2	-213.188	-144.476	-55.454	-23.546	-166.222	-143.496	-746.382
RMI1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	11.018
RMI2	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	150.691
Proporção de ΔGOR							
SFI1	30,8%	-4,5%	54,9%	44,3%	0,0%	0,0%	22,1%
SFI2	108,3%	-11,6%	105,5%	96,9%	13,8%	120,0%	74,5%
LPI1	9,9%	28,4%	5,4%	36,9%	4,1%	63,7%	18,6%
LPI2	15,8%	19,0%	8,3%	37,3%	1,2%	70,8%	19,9%
EPE1	-11,3%	-16,1%	-10,7%	-10,1%	-19,0%	-41,3%	-15,4%
EPE2	-15,0%	-22,5%	-12,7%	-8,8%	-40,2%	-50,5%	-21,6%
RMI1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	0,3%
RMI2	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	4,4%
Capacidade total de explicação							
Máxima	112,9%	7,9%	103,1%	125,4%	-1,2%	149,6%	83,4%
Mínima	25,6%	-15,1%	47,7%	71,2%	-38,9%	13,2%	19,5%
Conservadora	29,4%	7,9%	49,6%	71,2%	-15,0%	22,4%	25,6%
Abrangente	107,0%	0,8%	100,2%	123,7%	-1,2%	142,5%	82,0%

Fonte: Elaboração própria.

Como um todo, Acesita e Açominas são as empresas cuja melhoria de rentabilidade parece estar mais diretamente vinculada aos efeitos exógenos. Na outra ponta, CST e Cosipa apresentam indicadores que apontam uma importância muito pequena ou até mesmo deletéria do conjunto de eventos externos à privatização. Usiminas e CSN, as maiores empresas do setor, encontram-se em posição intermediária, embora no caso dessas duas empresas o poder explicativo do conjunto dos efeitos seja particularmente sensível às diferenças entre as versões dos indicadores.

Embora, em princípio, essas diferenças possam também refletir as variadas intensidades das mudanças gerenciais e dos processos de reestruturação produtiva, a maior parte da variabilidade entre as empresas está inequivocamente relacionada às diferentes relevâncias do processo de saneamento financeiro. A importância de *SFII* com respeito à mudança de rentabilidade varia de 0% (CST e Usiminas) a 44,3% e 54,9% (respectivamente, Acesita e Açominas) e diversidade ainda maior é registrada no tocante à importância de *SFI2*. Em última análise, isto é o resultado de posições muito diferentes com respeito a *RDV*, redução do endividamento por saneamento financeiro, e  $\Delta TJI$ , a variação da taxa de juros implícita nos passivos das empresas.

No tocante à redução do endividamento, já se mencionou que as empresas se beneficiaram da transferência de dívidas ao seu ex-controlador em graus muito variados. Usiminas e CST simplesmente não obtiveram qualquer benefício, ao passo que as demais empresas foram favorecidas de maneira expressiva.<sup>16</sup> Por outro lado,  $\Delta TJI$  variou também de forma muito significativa, neste caso respondendo primordialmente às práticas de indexação contábil adotadas em 1990. Cosipa e CST, que adotaram naquele ano indexadores capazes de refletir mais apropriadamente a efetiva evolução dos preços, apresentaram *TJI* relativamente baixa em 1990. Por conta disso, a comparação com relação a 1994 aponta uma variação pequena (CST) ou até negativa (Cosipa). Nas outras empresas,  $\Delta TJI$  é muito grande, fazendo com que *SFI2* capte, como já se discutiu, os efeitos que a subindexação contábil produziu também sobre *GOR* em 1990.

Além dos indicadores *SFI*, a importância relativa dos mercados interno e externo para cada empresa também ajuda a entender a diferença de importância dos efeitos exógenos na mudança de suas rentabilidades. *LPI* e *EPE* possuem sinais contrários e seus valores absolutos

---

16 Em valores deflacionados pelo IGP-DI(C) e convertidos para dólar pela taxa de 31.12.1994, as reduções de endividamento por transferência de dívidas no período analisado neste artigo chegaram a US\$ 1,370 bilhão na Cosipa, US\$ 1,126 bilhão na CSN, US\$ 602 milhões na Açominas e US\$ 193 milhões na Acesita.

tendem a se anular no que se refere ao conjunto das empresas, mostrando que, grosso modo, o montante de mais de US\$ 600 milhões ganho com a elevação dos preços no mercado interno acabou sendo perdido com a combinação de queda dos preços internacionais e apreciação cambial. Quando se toma o caso de cada empresa, porém, essa compensação nem sempre ocorre. Efetivamente, uma empresa como a CST, quase que integralmente voltada às exportações, apresenta *EPE1* e *EPE2* fortemente negativos e os limitados benefícios expressos em *LPI1* e *LPI2* nem de longe oferecem contrapartida equivalente. Situação inversa ocorre no caso da Acesita, muito mais direcionada ao mercado interno.

Não obstante, o caráter crítico da diferença entre as duas variantes de *SFI* para o grau de explicação total da mudança da rentabilidade é evidente. Isto se manifesta também quando a abordagem diz respeito aos dados agregados das seis empresas. A diferença entre as explicações “conservadora” e “abrangente”, por exemplo, depende fundamentalmente da escolha entre *SFI1* e *SFI2*. Embora a diferença entre *RMI1* e *RMI2* não seja irrisória - quando os benefícios advindos do enobrecimento do *mix* são considerados por intermédio da estimativa mais ampla do efeito da recuperação do mercado interno, adiciona-se cerca de US\$ 140 milhões à parcela explicada do aumento de *GOR* -, nada menos que 52,4 dos 56,4 pontos percentuais que separam as duas agregações de indicadores são atribuíveis à diferença entre as duas variantes de *SFI*.

Deve-se recordar que a diferença conceitual entre *SFI1* e *SFI2* é a inclusão no cálculo desta última do impacto que a variação - leia-se diminuição - de *TJI* entre 1990 e 1994 propicia em termos de redução dos encargos financeiros. Esta inclusão é questionável, tendo em vista que os determinantes da *TJI* em 1994 não podem ser considerados totalmente exógenos à gestão de uma empresa privatizada. Não obstante, pode-se argumentar que o indicador *SFI2* é uma estimativa melhor do que *SFI1* porque seu cálculo acaba permitindo depurar os resultados de 1990 e, por conseguinte,  $\Delta GOR$  da superestimativa das despesas financeiras resultante da subindexação contábil naquele ano.

No entanto, nos casos da CSN, Açominas e Usiminas o indicador *SFI2* explica isoladamente mais do que todo o aumento da geração operacional de recursos. Esse resultado não é razoável. São inequívocas as evidências de que houve melhoria na eficiência interna das empresas<sup>17</sup> e, por outro lado, de que este aumento da eficiência não foi repassado aos consumidores de produtos siderúrgicos.

---

17 Em Pinho & Silveira (1998) são discutidos vários aspectos das mudanças gerenciais e organizacionais associadas à privatização da siderurgia brasileira, enfatizando a racionalização do uso da força de trabalho e as iniciativas de reestruturação produtiva.



A explicação desse paradoxo parece residir no nível excessivamente baixo da *TJI* em 1994. Esta variável assumiu um valor de 0,3% na CST, tendo se situado abaixo de 2% também nos casos de Cosipa, CSN e Usiminas, sempre em base anual. Valores mais admissíveis foram encontrados apenas para Açominas e Acesita, 6,7% e 7%, respectivamente. Esses valores estão, em média, bem abaixo do nível esperado, mesmo considerando-se a agressividade com que a gestão privada enfocou a administração financeira e o fato, já comentado, de o cálculo de *TJI* com base nos passivos totais efetivamente implicar um viés baixista.

Um exercício, com óbvias limitações, que pode ser feito é o de simular resultados e indicadores de efeitos exógenos com base em valores mais plausíveis para *TJI* em 1994. Adotando-se, por exemplo, uma taxa de 15%, a explicação “abrangente” responde por 69,3% de  $\Delta GOR$  do conjunto das seis empresas, acima dos 26,1% e 34,3% que, neste exercício, são explicados respectivamente pelas alternativas “mínima” e “conservadora”, e abaixo dos 71% da explicação “máxima”. A Tabela 3 apresenta os resultados desse exercício para o conjunto das empresas estudadas, adotando três valores hipotéticos alternativos para *TJI* em 1994.

**Tabela 3**  
**Simulação da Capacidade Explicativa dos Fatores Exógenos**  
**com Ajustes na Taxa de Juros em 1994**

Critério	TJI(94) = 15%	TJI(94) = 10%	TJI(94) = 7%
Máxima	71,0%	76,4%	79,1%
Mínima	26,1%	23,1%	21,6%
Conservadora	34,3%	30,4%	28,4%
Abrangente	69,3%	74,9%	77,7%

Fonte: Elaboração Própria.

## 5 Conclusões

Neste artigo procurou-se investigar a importância, para a reviravolta das condições de rentabilidade das siderúrgicas privatizadas no Brasil, de uma série de eventos que, conquanto tenham ocorrido no mesmo período de tempo, podem ser considerados exógenos ao processo de desestatização em si mesmo. O saneamento financeiro realizado antes da privatização, a liberação dos preços domésticos e a recuperação do mercado interno são três fatores que

contribuíram para a melhoria da rentabilidade entre 1990 e 1994. Em contrapartida, a deterioração do mercado internacional e a apreciação cambial prejudicaram a rentabilidade das empresas, deprimindo os preços de exportação por elas praticados.

A metodologia desenvolvida e empregada neste artigo procura isolar o impacto de cada um desses fatores, estimados com base em definições alternativas mais ou menos abrangentes. O resultado da aplicação dessa metodologia indica que proporções expressivas, mas variáveis, do aumento de US\$ 3,5 bilhões (em valores de 31.12.94) da geração operacional de recursos podem ser explicadas pelo efeito conjunto dos eventos exógenos. Numa consolidação conservadora das estimativas de valor dos efeitos, a proporção explicada é de 25,6%, ao passo que uma agregação mais abrangente alcança um percentual de 82% de explicação. De qualquer maneira, mesmo nesta alternativa haveria um “resíduo” inexplicado de mais de US\$ 600 milhões, o qual, em princípio, pode ser atribuído às inúmeras iniciativas de aperfeiçoamento da gestão e da eficiência interna das empresas.

A diferença fundamental entre os dois valores reside em computar ou não o impacto da variação da taxa de juros implícita (*TJI*) nos custos financeiros das empresas. Como se discutiu anteriormente, os efeitos da liberação dos preços domésticos e da diminuição dos preços de exportação, grosso modo, se compensam. Por sua vez, o impacto da recuperação do mercado doméstico - calculado de uma maneira que exclui, em qualquer alternativa, efeitos de aumento do nível de produção e do grau de utilização da capacidade - é, embora significativo, relativamente modesto. Deste modo, o diferencial mais importante entre as explicações “conservadora” e “abrangente” é mesmo a adoção de *SFII* ou de *SFI2* como indicador do impacto do saneamento financeiro. A segunda alternativa implica ampliar em US\$ 1,8 bilhão a parcela do aumento da rentabilidade atribuível ao saneamento financeiro.

Embora a variação de *TJI* não possa ser considerada totalmente exógena às mudanças gerenciais que se seguiram à privatização, o indicador *SFI2*, que capta esse efeito, é, segundo nossa opinião, mais apropriado do que *SFII* para compor a explicação do conjunto de eventos exógenos que influenciaram o nível de geração operacional de recursos. Com efeito, a adoção de *SFI2* permite depurar os cálculos das distorções provocadas pelo uso, em 1990, de um indexador contábil que subestimou tremendamente a inflação efetiva. Em consequência, a rentabilidade das siderúrgicas foi claramente subavaliada nesse ano e o aumento da rentabilidade no período apurado nos balanços foi artificialmente inflado.

De todo modo, o agudo processo inflacionário do período provocou distorções nas informações das demonstrações financeiras cujos efeitos, apesar dos substanciais esforços envidados no tratamento dos dados originais, nem sempre se conseguiu evitar. Resultados mais

precisos do que os aqui alcançados requerem um esforço adicional de pesquisa que, fundamentalmente, refine o cálculo de *TJI* e empregue informações mais desagregadas temporalmente do que as dos balanços anuais das empresas, permitindo contornar os problemas de inadequação dos indexadores contábeis.

## Referências bibliográficas

- Boubakri, N. & Cosset, J-C. The financial and operating performance of newly privatized firms: evidence from developing countries. *Journal of Finance*, v. 53, n. 3, p. 1081-1110, June 1998.
- Brumer, W. N. Presentation. *Steel Survival Strategies IX*. New York: American Metal Market/Word Steel Dynamics, 1994, p. 281-297.
- D'Souza, J. & Megginson, W. L. The financial and operating performance of privatized firms during the 1990s. *Journal of Finance*, v. 54, n. 4, p. 1397-1498, August 1999.
- Faria, L. V. & Campelo Jr., A. Siderurgia: privatização que deu certo. *Conjuntura Econômica*, v. 50, n. 10, p. 26-33, outubro 1996.
- Fraquelli, G. & Fabbri, P. Prima e dopo la privatizzazione: un confronto tra imprese operanti in concorrenza. *Economia e Politica Industriale*, n. 98, 1998.
- Nunes, R. C. & Nunes, S. P. P. Privatização e ajuste fiscal: a experiência brasileira. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 17, p. 171-211, junho 1998.
- Passanezi F<sup>o</sup>, R. *Saneamento financeiro e privatização da siderurgia brasileira*. Dissertação de Mestrado apresentada ao Instituto de Economia da Unicamp, Campinas, 1992.
- Paula, G. M. *A privatização da indústria siderúrgica brasileira*. Relatório de pesquisa do projeto "Grupos Econômicos da Indústria Brasileira e a Política Econômica: Estrutura, Estratégia e Desafios" Convênio FUNDAP/ FECAMP/IE-Unicamp, Campinas, 1995.
- Pinheiro, A. C. & Giambiagi, F. Brazilian privatization in the 1990's. *World Development*, v. 22, n. 5, p. 737-753, 1994.
- \_\_\_\_\_. Lucratividade, dividendos e investimentos das empresas estatais: uma contribuição para o debate sobre a privatização no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 1, p. 93-131, 1997.

Pinho, M. & Silveira, J. M. F. J. Os efeitos da privatização sobre a estrutura industrial da siderurgia brasileira. *Economia e Sociedade*, n. 10, p. 81-109, junho 1998.

Simonsen, M. H. Porque privatizar é urgente. *Exame*, 10/05/1995.

## **Ascensão e declínio do mercado de capitais no Brasil - a experiência dos anos 90**

A. Gledson de Carvalho<sup>§</sup>

### **RESUMO**

O mercado de capitais brasileiro, em especial o mercado acionário, aparentemente passou por uma fase de grande florescimento nos anos 90 - principalmente quando se considera o crescimento da capitalização bursátil, volume transacionado e emissões primárias. No entanto, fortes indícios de declínio apareceram ao final da década - queda do volume transacionado e emissões primárias. As altas taxas de juros e a CPMF são freqüentemente apontadas como responsáveis por esta retração. Este trabalho procura mostrar que o florescimento acima referido era ilusório pois: 1) o número de empresas abertas já vinha se reduzindo desde o início da década; 2) a concentração de mercado vinha aumentando (i.e., apenas parcela pequena das empresas se beneficiou do período de expansão). Alguns elementos indicam o baixo nível de proteção do qual gozam acionistas minoritários, e credores no Brasil estão na base da atrofia do mercado de capitais brasileiro.

**Palavras-chave:** mercado de capitais, governanças empresariais, mercado acionário.

### **ABSTRACT**

The Brazilian capital markets, in special the stock market, apparently had great development in the 90's - mainly one looks at market capitalization, traded volume and new issues. However, several signs of decline appeared at the end of the decade - reduction of volume traded and new issues. High interest rates and CPMF are commonly blamed for this contraction. This work shows that the referred development was an illusion since 1) the number of public firms was declining since the beginning of the decade, and 2) market concentration was increasing (i.e., only a small number of firms took advantage of the expansion). Some elements indicate that the low protection for minority investors is one of the reasons for the atrophy of the Brazilian capital markets.

**Key words:** capital markets, corporate governance, stock market.

**JEL classification:** G10, G30 e O16.

---

\* O autor agradece a Lídia Goldestein por seus comentários, a Roberto B. Pinheiro pela excelente assistência de pesquisa e à FAPESP pelo suporte financeiro. Qualquer erro é de responsabilidade exclusiva do autor.

§ Departamento de Economia da FEA-USP.

## 1 Introdução

Novas teorias e evidências empíricas têm fortalecido a percepção de que o desenvolvimento financeiro é fundamental para o crescimento econômico. (Levine, 1997) Os argumentos baseiam-se no fato de que a disponibilidade de que bons projetos de investimentos e poupança financeira abundante não são suficientes para garantir altas taxas de crescimento. Uma das características do sistema capitalista é a separação entre poupadores e empreendedores. Entre estes encontra-se o sistema financeiro. Uma condição essencial para maximizar o crescimento econômico é que o sistema financeiro funcione de modo a alocar os recursos aos projetos de maior produtividade. Isto, por sua vez, depende do grau de desenvolvimento e sofisticação do setor financeiro. Muito embora alguns analistas vejam os mercados de capitais (e os mercados acionários em particular) em países em desenvolvimento como cassinos, com pouco impacto sobre o crescimento econômico, evidências recentes sugerem que os mercados acionários podem ser instrumentos de promoção do desenvolvimento econômico. (Levine e Zervos, 1998)

Os mercados de capitais afetam o crescimento econômico por meio da criação de liquidez. Muitos investimentos de alta produtividade requerem volumes expressivos de recursos a longos prazos. No entanto, os investidores geralmente são refratários a comprometer recursos por longos períodos. Os mercados de capitais tornam estes investimentos líquidos, portanto, menos arriscados e mais atraentes aos investidores. Assim sendo, a liquidez propiciada pelos mercados de capitais pode melhorar a alocação de recursos da economia à medida que redireciona recursos de projetos com baixos retornos e curta maturação para projetos com altos retornos e longa maturação.

O mercado de capitais no Brasil passou por um ciclo de expansão nos anos 90. Em grande parte este movimento foi resultante de uma entrada expressiva de capitais estrangeiros. Já no final da década, houve uma forte contração. Mais frequentemente este declínio é atribuído a dois fatores: 1) instituição e posterior aumento da CPMF que encareceu exageradamente o custo de transação; e 2) persistência de altas taxas de juros que tornam os investimentos de renda variável menos atrativos *vis-à-vis* ativos de renda fixa. Este trabalho revê a experiência dos anos 90, fornecendo dados e elementos conceituais que sustentam a conclusão de que muito embora fatores conjunturais e de natureza macroeconômica constituam obstáculos ao desenvolvimento do mercado de capitais, sua remoção não é suficiente para garantir que tais mercados se desenvolvam. É necessário que também se considerem os entraves institucionais, tais como governanças corporativas (proteção a investidores minoritários), eficiência do sistema

judiciário, estrutura da indústria de *underwriting* etc. A solução destes problemas estruturais é fundamental, pois somente sua remoção pode promover um crescimento equilibrado e sustentado do mercado de capitais.

Este artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 analisa a evolução do mercado de capitais na década de 90 procurando apontar alguns fatos relevantes. A seção 3 contém uma discussão teórica sobre os custos e benefícios da abertura de capital. A seção 4 avalia os custos e benefícios da abertura de capital no Brasil, mostrando que os custos são significativos para todas as empresas, enquanto que apenas uma parcela reduzida obtém benefícios. A seção 5 apresenta evidências para a conjectura de que o problema de proteção ao minoritário é determinante na concentração dos benefícios. A seção 6 sumaria as conclusões.

## **2 A experiência dos anos 90**

### **2.1 Florescimento**

A década de 90 testemunhou o crescimento da importância relativa do mercado de capitais no Brasil. Uma série de mudanças no quadro macroeconômico e regulatório no início da década - estabilização da economia, abertura comercial, abertura para investimentos estrangeiros em bolsas etc. - tornou o mercado brasileiro mais atraente e acessível aos investidores internacionais. O resultado destas mudanças foi uma entrada significativa de investimentos externos direcionados ao mercado de capitais. A Tabela 1 mostra o movimento de capitais estrangeiros via Anexo IV (investimento direto em carteira de valores mobiliários por investidores institucionais estrangeiros) entre 1991 e 1999. A entrada líquida de capitais partiu de US\$ 386 milhões em 1991 para alcançar uma média anual de US\$ 3.3 bilhões entre 1993 e 1996. O saldo, no entanto, tornou-se negativo em 1998 (US\$ 2.4 bilhões) como reflexo da ameaça de crise cambial que se confirmou no início de 1999. Em 1999 há uma recuperação, com uma entrada líquida de US\$ 1.1 bilhão, valor ainda bastante aquém da média anterior à crise cambial de 1998/1999.

**Tabela 1**  
**Investimentos Externos - Anexo IV**  
**(US\$ milhões)**

Período	Ingresso	Retorno	Saldo
1991	428,4	96,1	386,3
1992	2.966,8	1.652,4	1.314,4
1993	14.614,1	9.136,5	5.477,6
1994	20.532,4	16.778,2	3.754,2
1995	22.026,6	21.498,4	528,3
1996	22.935,6	19.341,9	3.593,7
1997	32.191,9	30.576,8	1.615,1
1998	21.886,7	24.349,0	-2.462,3
1999	12.396,1	11.296,0	1.100,1
Total (1991-99)	150.032,7	134.725,2	15.307,4

Fonte: CVM.

O reflexo desta maciça entrada de capitais estrangeiros foi um crescimento expressivo no valor das ações e volumes negociados em bolsa.<sup>1</sup> Este movimento está ilustrado na Tabela 2, que contém dados anuais de *turnover*, capitalização bursátil e volume total negociados como proporção do PIB entre 1980 e 1998. A capitalização bursátil como proporção do PIB partiu de uma média de 8% nos anos 80, para atingir valores de até 33.5% em 1994, com uma média de 26.3% entre 1993 e 1998. O volume transacionado como proporção do PIB, que teve uma média de 2.7% entre 1980 e 1989, cresceu para um valor médio de 16.7% entre 1993 e 1998. Acompanhando a mesma tendência, o *turnover* partiu de uma média de 28% na década de 80, para atingir 64% entre 1993 e 1998, chegando a um máximo de 107% em 1998.

1 No Brasil não há mercado de ativos para a formação de preços de títulos de dívida. O sistema SETIP/SELIC é usado apenas para registro de transações. Por esta razão, concentramos a discussão no mercado acionário.



**Tabela 2**  
**Evolução do Mercado de Ações no Brasil: 1980-1999**

Período	Capitalização Bursátil/PIB (%)	Volume total negociado/PIB (%)	Turnover (%)
1980	3,9	0,7	18.9
1981	4,9	0,5	10.4
1982	3,8	0,8	21.4
1983	8,0	1,6	18.2
1984	15,4	3,0	19.3
1985	20,3	4,8	23.6
1986	16,0	6,9	43.2
1987	6,0	2,1	34.6
1988	10,1	3,4	33.4
1989	10,7	3,3	31.3
1990	3,5	1,1	30.8
1991	11,2	2,2	19.6
1992	12,0	4,8	40.4
1993	22,7	8,8	38.8
1994	33,5	15,6	46.7
1995	20,9	11,3	53.9
1996	28,0	14,9	53.3
1997	31,6	26,9	85.0
1998	21,2	22,7	107.2
1999	30,9	12,1	39.0

Fonte: CVM.

Comparações internacionais também ilustram o aumento da importância relativa do mercado acionário brasileiro na década de 90.<sup>2</sup> A seguir comparamos nossas taxas de crescimento com a média e a mediana mundiais obtidas entre dois triênios: 1988-90 e 1994-1996. Em termos de Capitalização bursátil, o Brasil cresceu a uma taxa de 261% contra uma média mundial de 139% e mediana de 72%. Neste quesito ocupávamos a 33ª posição no período 1988-90, e passamos a ocupar a 28ª posição no período 1994-1996 (Tabela 3). No que se refere a valor transacionado, crescemos a uma taxa de 340% contra uma média de 350% e mediana de 163%, passando da 25ª para 20ª posição (Tabela 4). Finalmente, com respeito a *turnover*, crescemos a uma taxa de 28% contra uma média mundial de 89% e mediana de 50%, mudando da 9ª para 8ª posição (Tabela 5). A fraca classificação nos critérios de capitalização bursátil e valor transacionado como proporção do PIB reflete, em termos comparativos, a pouca importância do mercado acionário relativamente à economia brasileira.

2 Nestas comparações nos restringimos ao conjunto de 40 países usados por La Porta *et al.* (1997).

**Tabela 3**  
**Capitalização Bursátil sobre o PIB pelo Mundo (%)**

Países	Média 1988-90	Rank	Média 1994-96	Ra
Malásia	95,4	5	279,8	1
África do Sul	138,3	2	195,7	2
Luxemburgo	266,0	1	188,1	3
Cingapura	101,1	4	175,2	4
Reino Unido	92,5	6	132,2	5
Suíça	80,3	7	128,7	6
Chile	36,1	14	119,3	7
Estados	59,7	8	95,9	8
Holanda	53,4	9	89,7	9
Filipinas	17,6	22	87,7	10
Austrália	45,4	12	84,9	11
Suécia	53,3	10	80,4	12
Tailândia	25,9	19	76,8	13
Japão	127,9	3	72,6	14
Canadá	48,3	11	67,8	15
Nova	27,5	17	54,9	16
Finlândia	24,3	20	41,5	17
Israel	12,4	26	41,2	18
Bélgica	39,7	13	39,8	19
Índia	10,5	29	37,9	20
Espanha	27,1	18	36,4	21
França	29,8	16	35,5	22
Dinamarca	31,2	15	35,3	23
Indonésia	3,2	38	33,2	24
Zimbabué	16,7	23	32,5	25
Noruega	20,9	21	32,1	26
México	10,0	30	31,7	27
<b>Brasil</b>	<b>7,7</b>	<b>33</b>	<b>27,9</b>	<b>28</b>
Colômbia	3,1	40	20,7	29
Portugal	16,0	25	19,5	30
Itália	16,4	24	19,4	31
Paquistão	6,5	35	18,4	32
Sri Lanka	8,1	31	17,8	33
Grécia	11,5	27	16,6	34
Turquia	6,7	34	15,1	35
Áustria	10,6	28	14,8	36
Egito	4,5	36	14,3	37
Argentina	3,1	39	13,8	38
Nigéria	4,4	37	9,6	39
Venezuela	7,9	32	8,7	40
	Média das taxas de crescimento		139%	
	Mediana das taxas de crescimento		72%	
	Taxa de crescimento para o Brasil		261%	

**Tabela 4**  
**Valor Transacionado sobre o PIB pelo Mundo (%)**

Países	Média 1988-90	Rank	Média 1994-96	Rank
Malásia	17,1	7	145,7	1
Cingapura	38,9	3	77,2	2
Estados Unidos	35,0	4	74,0	3
Holanda	22,8	5	66,3	4
UK	45,3	2	47,2	5
Suécia	9,0	12	45,9	6
Austrália	14,2	9	38,0	7
Tailândia	18,2	6	38,0	8
Canadá	14,2	8	35,4	9
Japão	79,9	1	25,0	10
Filipinas	3,6	23	24,1	11
Turquia	1,6	31	22,4	12
Espanha	8,6	14	22,2	13
França	9,2	11	21,6	14
Israel	8,3	15	17,6	15
Dinamarca	8,8	13	17,1	16
África do Sul	7,0	17	15,7	17
Noruega	9,9	10	15,5	18
Finlândia	5,4	19	15,5	19
<b>Brasil</b>	<b>3,5</b>	<b>25</b>	<b>15,3</b>	<b>20</b>
México	3,5	24	14,9	21
Chile	2,8	27	13,9	22
Nova Zelândia	4,7	20	13,8	23
Áustria	7,5	16	9,5	24
Itália	4,1	22	9,3	25
Indonésia	1,3	32	9,3	26
Bélgica	4,5	21	6,9	27
Paquistão	0,5	34	6,9	28
Índia	6,1	18	6,8	29
Peru	0,3	36	6,3	30
Grécia	2,0	28	5,8	31
Portugal	2,8	26	5,5	32
Sri Lanka	0,3	37	2,9	33
Zimbabué	0,5	35	2,5	34
Argentina	1,2	33	2,4	35
Colômbia	0,2	39	2,1	36
Egito	0,2	38	2,1	37
Luxemburgo	1,8	29	2,1	38
Venezuela	1,7	30	1,4	39
Nigéria	0,0	40	0,1	40
	Média das taxas de crescimento		350%	
	Mediana das taxas de crescimento		163%	
	Taxa de crescimento para o Brasil		340%	

**Tabela 5**  
**Turnover pelo Mundo**

Países	Média 1988-90	Rank	Média 1994-96	Rank
Turquia	0,17	25	1,57	1
Estados Unidos	0,59	5	0,76	2
Holanda	0,40	10	0,73	3
Áustria	0,79	2	0,65	4
França	0,31	16	0,62	5
Espanha	0,32	14	0,58	6
Suécia	0,17	26	0,58	7
<b>Brasil</b>	<b>0,43</b>	<b>9</b>	<b>0,54</b>	<b>8</b>
Canadá	0,29	17	0,52	9
Malásia	0,17	24	0,51	10
Itália	0,25	19	0,49	11
Tailândia	0,71	3	0,49	12
Dinamarca	0,27	18	0,48	13
México	0,36	12	0,47	14
Noruega	0,46	8	0,47	15
Austrália	0,32	15	0,44	16
Cingapura	0,39	11	0,43	17
Israel	0,86	1	0,41	18
Paquistão	0,08	31	0,39	19
Finlândia	0,22	21	0,38	20
Reino Unido	0,49	7	0,36	21
Grécia	0,14	29	0,35	22
Japão	0,62	4	0,35	23
Portugal	0,17	27	0,28	24
Indonésia	0,25	20	0,27	25
Filipinas	0,20	22	0,27	26
Nova Zelândia	0,18	23	0,25	27
Índia	0,57	6	0,18	28
Argentina	0,34	13	0,18	29
Bélgica	0,11	30	0,17	30
Venezuela	0,15	28	0,16	31
Egito	0,05	34	0,15	32
Sri Lanka	0,03	37	0,14	33
Chile	0,08	32	0,12	34
Colômbia	0,06	33	0,10	35
África do Sul	0,05	35	0,08	36
Zimbabué	0,04	36	0,08	37
Nigéria	0,01	38	0,01	38
Luxemburgo	0,01	39	0,01	39
	Média das taxas de crescimento		89%	
	Mediana das taxas de crescimento		50%	
	Taxa de crescimento para o Brasil		28%	

O movimento descrito acima teve o seu impacto sobre a valorização das ações, tal como ilustrado pela evolução do índice preço-lucro da BOVESPA no período 1990-1998 (Tabela 6). Tal índice partiu de 3.6 em 1991, crescendo monotonicamente até 1996 quando atingiu 34. Como reflexo das crises asiática, russa e brasileira, este índice caiu expressivamente em 1997 e 1998 para 12.5 e 15.2, respectivamente, valores próximos aos de 1994, ainda assim bastante superiores aos do início da década.

**Tabela 6**  
**Índice Preço-Lucro: 1990-1998**  
**(BOVESPA)**

1990	3,6
1991	7,8
1992	8,8
1993	8,4
1994	12,6
1995	26,9
1996	34,0
1997	12,5
1998	15,2

Fonte: FIBV.

O florescimento do mercado secundário teve correspondente no mercado primário: o valor das emissões de papéis por empresas de capital aberto cresceu significativamente nos anos 90. A Tabela 7 mostra o volume de emissões de ações, debêntures e notas promissórias para o período 1980-98. O volume de emissões de ações partiu de uma média anual de US\$ 564.7 milhões no período 1980-89 para alcançar um valor médio de US\$ 1.89 bilhões no quinquênio 1993-98. Com respeito à emissão de debêntures, o volume de emissões aumentou de uma média anual de US\$ 979 milhões no período 1980-89 para US\$ 6.4 bilhões no quinquênio 1993-98. Uma comparação internacional provida na Tabela 8, no entanto, indica que a emissão de ações como proporção da formação bruta de capital fixo é bastante modesta: em 1996 somou apenas 0,78% (arredondado para 1% na tabela). Neste mesmo ano os Estados Unidos e o Reino Unido apresentavam 17%; Chile e Malásia, 14%; Índia, 11%; Indonésia e Filipinas, 8% e Colômbia, França, Hungria e Quênia, 5%.

**Tabela 7**  
**Emissões Primárias no Brasil: 1980-1999**  
**(nominal e como proporção da formação bruta de capital fixo)**

Ano	Debêntures		Ações	
	US\$ mi	%	US\$ mi	%
1980	288	(0,54)	649	(1,21)
1981	1.735	(2,86)	290	(0,48)
1982	1.752	(2,90)	469	(0,78)
1983	696	(1,89)	249	(0,68)
1984	299	(0,85)	530	(1,50)
1985	115	(0,30)	585	(1,55)
1986	139	(0,27)	1.198	(2,34)
1987	27	(0,04)	390	(0,59)
1988	3.253	(4,34)	529	(0,71)
1989	1.485	(1,34)	758	(0,68)
1990	916	(0,95)	775	(0,81)
1991	1.011	(1,37)	602	(0,82)
1992	339	(0,47)	943	(1,31)
1993	3.843	(4,55)	841	(1,00)
1994	3.304	(2,91)	2.259	(1,99)
1995	7.574	(5,24)	2.112	(1,46)
1996	8.289*	(5,60)	1.152	(0,78)
1997	6.922	(4,31)	3.500	(2,18)
1998	8.674	(5,85)	3.484	(2,35)
1999	3.621		1.459	

\* Exclui emissão do Banco do Brasil no valor de US\$ 8 bilhões

Fonte: CVM.

**Tabela 8**  
**Emissão de Ações como Proporção da Formação Bruta de Capital Fixo**  
**(1996)**

País	Emissão de ações sobre formação bruta de capital	País	Emissão de ações sobre formação bruta de capital
África do Sul	0,30	França	0,05
Holanda	0,18	Hungria	0,05
Estados Unidos	0,17	Quênia	0,05
Reino Unido	0,17	Alemanha	0,04
Austrália	0,15	Bahrain	0,04
República Tcheca	0,15	Coréia	0,04
Chile	0,14	Noruega	0,04
Malásia	0,14	Sri Lanka	0,04
Índia	0,11	Turquia	0,04
Jordânia	0,11	Dinamarca	0,03
Nova Zelândia	0,10	Finlândia	0,03
Omã	0,10	Grécia	0,03
Canadá	0,09	Irã	0,03
Eslovênia	0,09	Israel	0,03
Marrocos	0,09	Portugal	0,03
Suécia	0,09	Bangladesh	0,02
Filipinas	0,08	Itália	0,02
Indonésia	0,08	Peru	0,02
Nigéria	0,08	<b>Brasil</b>	<b>0,01*</b>
Gana	0,07	Áustria	0,01
Paquistão	0,07	México	0,01
Tunísia	0,07	Polônia	0,01
Bélgica	0,06	Bulgária	0,00
Tailândia	0,06	Eslováquia	0,00
Zimbabué	0,06	Panamá	0,00
Colômbia	0,05	Uruguai	0,00

Fonte: Rajan, Raghuram G. & Zingales, Luigi (1999).

Fontes primárias: FIBV e FMI (International Financial Statistics).

\*Exclui emissão do Banco do Brasil no valor de US\$ 8 bilhões.

## 2.2 Contração

Como mostrado acima, o final da década de 1990 caracteriza um declínio nos índices de performance do mercado de capitais. Isto é frequentemente associado às crises cambiais na Ásia, Rússia e Brasil. Como consequência destas crises tivemos um longo período de taxas de juros reais extremamente altas, o que desestimulou o investimento em ativos de renda variável.

Adicionalmente, a necessidade de ajuste fiscal determinou um aumento da CPMF que, por sua vez, também prejudicou o desempenho do mercado de capitais. Neste artigo não negamos a importância destes fatores. No entanto, queremos argumentar que também há fatores estruturais subjacentes a esta crise e que as conseqüências destes fatores já se faziam sentir há muito.

Um indicador importante para captar a superficialidade da expansão descrita na seção anterior é a evolução do número de empresas de capital aberto. Paradoxalmente, o grande florescimento do mercado de capitais nos anos 90 foi acompanhado por uma redução monotônica do número de empresas listadas no País. A Tabela 9 contém o número de empresas listadas na BOVESPA<sup>3</sup> de 1970 a 1999. Este número cresceu expressivamente na década de 70, de 200 empresas em 1970 para 404 em 1979. O crescimento na década de 80 foi mais moderado, atingindo 592 empresas em 1989. No entanto, desde 1990 este número tem caído monotonicamente, fechando 1999 com apenas 487

**Tabela 9**  
**Empresas Listadas na BOVESPA**

Ano	Número de Empresas	Ano	Número de Empresas
1970	200	1985	541
1971	337	1986	592
1972	381	1987	590
1973	395	1988	589
1974	398	1989	592
1975	362	1990	579
1976	387	1991	570
1977	452	1992	565
1978	399	1993	551
1979	404	1994	549
1980	426	1995	547
1981	488	1996	554
1982	493	1997	545
1983	506	1998	535
1984	522	1999	487

Fonte: BOVESPA.

3 É mínima a diferença entre o número de empresas listadas na BOVESPA e o número total de empresas listadas no País.



A tendência à queda no número de empresas não se restringe apenas às listadas em bolsa, mas a todo segmento de empresas abertas (incluindo também empresas que emitem apenas títulos de dívida). A Tabela 10 mostra o número de empresas com registro na CVM entre 1980 a 1998. Observa-se que há um total de 1.075 empresas para o período de 1980-84, que declina para 850 no período de 1990-1995. No quinquênio seguinte esta tendência reverte-se, chegando a 1.047 empresas em 1998. No entanto, a reversão observada entre 1995 e 1998 é ilusória. Muitas das empresas criadas no período eram empresas estatais e consórcios ligados à privatização, empresas que abriram para a emissão de ADRs, empresas de securitização e *leasing*, e empresas que não fizeram emissão superior a R\$ 1 milhão. A Tabela 11 (extraída de Rocca e carvalho, 1999) refaz o cômputo do número de empresas de capital aberto descontando as empresas acima referidas, e indica que o número de empresas abertas do setor produtivo reduziu-se, de fato, em 34 no período entre 1994 e 1998. Portanto, o aumento do número de empresas abertas registrado no período em questão (Tabela 9) é apenas aparente. Finalmente, entre 1998 e 1999 o número de empresas com registro na CVM caiu de 1.047 para 1.029. Ainda na Tabela 10 registramos o reduzidíssimo número de empresas que abriram seu capital por emissão primária de ações (IPO's). Entre 1994 e 1999 apenas 29 IPOs foram registrados, com um pico de 9 em 1995.

**Tabela 10**  
**Empresas de Capital Aberto**

Período	Número de Empresas	Número de IPOs
1980/84	1075	
1985/89	985	
1990/95	850	
1992	860	
1993	839	
1994	845	6
1995	874	9
1996	925	6
1997	946	5
1998	1.047	2
1999	1.029	1

Fonte: CVM.

IPOs foram identificadas como empresas que abriram o capital com emissão primária de ações e registro em bolsa.

**Tabela 11**  
**Análise da Evolução da Abertura e Fechamento de Capital**  
**de Empresas do Setor Produtivo: 1994-1998**

1- Empresas que abriram capital entre 1994 e 1998	367
2- Empresas fecharam capital entre 1994 e 1998 e que abriram depois de 1994	23
<b>A – Aumento do número de empresas (1 menos 2)</b>	<b>344</b>
<b>B – Empresas sem emissões*</b>	<b>165</b>
<b>C – Empresas com emissões**</b>	<b>179</b>
C.1 – Empresas de <i>Leasing</i>	19
C.2 – Empresas de Securitização	19
C.3 – Empresas estatais e consórcios ligados a privatização	29
C.4 – Empresas com emissão de ADRs	13
<b>D – Saldo (C - C1 - C2 - C3 - C4)</b>	<b>99</b>
<b>E – Fechamento de Empresas do Setor Produtivo registradas antes de 1994</b>	<b>133</b>
<b>F – Variação do estoque de empresas do setor produtivo (D - E)</b>	<b>-34</b>

\* Não registraram qualquer emissão ou fizeram emissões de valor inferior a R\$ 1 milhão.

\*\* Registraram emissões (ações, debêntures, notas promissórias, bônus de subscrição e ADR) de valor superior a R\$ 1 milhão.

Fonte: CVM: extraída de Rocca e Carvalho (1999).

Uma comparação internacional do número de empresas listadas ilustra a fraca performance brasileira (Tabela 12). Consideramos nossas taxas de crescimento com relação à média e à mediana mundiais obtidas entre dois triênios: 1988-90 e 1994-1996. O número de empresas evoluiu a uma taxa de -7% contra uma média mundial de 31% e uma mediana de 17%, passando da 10<sup>a</sup> posição no triênio 1988-90 para a 13<sup>a</sup> posição no triênio 1994-96. É interessante observar a disparidade entre os diversos países: no Canadá, Coréia, Estados Unidos, Israel, Malásia, Paquistão, Reino Unido e Tailândia houve um aumento expressivo do número de empresas. Já na África do Sul, Índia, Dinamarca, Espanha, França e México o número de empresas caiu. A seguir discutimos as possíveis razões para a queda do número de empresas abertas.

**Tabela 12**  
**Número de Empresas Listadas por Países**

Países	Média 1988-90	Rank	Média 1994-96	Rank
Estados Unidos	6.669	1	7.947	1
Índia	6.003	2	5.270	2
Japão	2.019	3	2.267	3
Reino Unido	1.923	4	2.194	4
Canadá	1.145	6	1.215	5
Austrália	1.242	5	1.185	6
Paquistão	444	13	757	7
Coréia	599	9	727	8
Egito	522	12	697	9
Israel	248	19	649	10
África do Sul	745	7	635	11
Alemanha	550	11	592	12
<b>Brasil</b>	<b>587</b>	<b>10</b>	<b>546</b>	<b>13</b>
Malásia	257	18	543	14
França	631	8	532	15
Tailândia	177	28	420	16
Espanha	406	14	366	17
Chile	211	22	282	18
Holanda	268	16	250	19
Itália	216	21	239	20
Indonésia	69	41	236	21
Dinamarca	269	15	234	22
Peru	262	17	232	23
Suíça	173	31	228	24
Suécia	178	26	227	25
Sri Lanka	176	30	225	26
Cingapura	139	33	225	27
Grécia	128	34	217	28
Filipinas	146	32	203	29
Turquia	70	40	203	30
México	202	23	195	31
Nigéria	115	36	180	32
Portugal	178	27	174	33
Nova Zelândia	237	20	167	34
Colômbia	83	38	164	35
Argentina	181	25	151	36
Noruega	121	35	147	37
Bélgica	184	24	146	38
Áustria	84	37	109	39
Venezuela	66	42	89	40
Finlândia	72	39	70	41
Zimbabué	55	43	64	42
Luxemburgo	177	29	58	43
	Média das taxas de crescimento		31%	
	Mediana das taxas de crescimento		17%	
	Taxa de crescimento para o Brasil		-7%	

### 3 Incentivos para a abertura de capital

Como mencionado na seção anterior, um dado essencial para compreender o desempenho insatisfatório do mercado acionário no Brasil é a redução do número de empresas abertas. Para se entender a evolução do número de empresas é necessário discutir as motivações para abertura/fechamento do capital, i.é., uma análise custo-benefício. Nesta seção (baseada em Pagano, Paneta e Zingales, 1995), apresentamos os principais custos e benefícios da abertura de capital.

#### Benefícios

Na literatura encontramos as seguintes vantagens da abertura de capital:

**Maior facilidade para a obtenção de fundos:** uma das principais vantagens da abertura de capital é o acesso a fontes de fundos que não bancos. Empresas necessitando de grandes volumes de fundos podem estar sujeitas a altas taxas de juros ou restrições de crédito. A emissão de ações pode aliviar tais restrições.

**Liquidez:** ações de empresas abertas podem ser negociadas em bolsas, o que é barato para pequenos acionistas que desejam fazer transações em curtos períodos. Liquidez para acionistas a baixos custos proporciona maiores preços para as ações da empresa e, conseqüentemente, menor custo de capital.

**Aumento do poder de barganha com bancos:** um outro problema que as empresas enfrentam com os bancos é que estes podem obter vantagens (altas taxas de juros) devido à informação privilegiada que têm acerca da qualidade creditícia de seus clientes. Por meio da disseminação de informação para o mercado em geral, as empresas atraem competição para seus credores, assegurando menor custo de capital e maiores volumes de recursos.

**Diversificação de portfólio:** a decisão de abrir o capital permite que os acionistas iniciais da empresa diversifiquem seus portfólios, que em geral são fortemente carregados na empresa que detêm. Isto pode ser obtido por dois modos: venda direta de ações ou indiretamente. Nesta segunda opção a empresa levanta fundos por meio da emissão de ações e posteriormente diversifica seu risco comprando ações de outras empresas.

**Troca de controle:** abrir o capital pode ser um primeiro passo dentro de uma estratégia ótima de venda de uma empresa. A venda de uma parcela inicial das ações de uma empresa pode aumentar o valor de venda do bloco restante de ações.

É importante notar que os benefícios descritos acima dependem largamente da liquidez das ações das empresas, i.e., da possibilidade de os investidores negociarem volumes significativos de ações sem que com isto alterem significativamente o preço destas. Ações com baixa liquidez devem oferecer aos investidores um prêmio que as torne atrativas (menor preço). Deste modo, baixa liquidez se reflete em baixa avaliação de mercado (ou equivalentemente alto custo de capital), desestimulando a empresa a captar recursos no mercado. Alta liquidez também atrai atenção de analistas que geram e disseminam informações sobre a empresa etc.

### **Custos da abertura de capital**

**Underpricing:** um dos mais sérios obstáculos à abertura de capital é que o lote de ações inicialmente distribuídas precisa ser ofertado a um preço em média inferior ao preço de fechamento no primeiro dia em que a ação é transacionada, i.e., as ações geralmente são vendidas com um desconto. Este fenômeno (denominado *underpricing*) tem sido constatado em vários países. Várias teorias sugerem que o *underpricing* é natural, pois os agentes que vendem as ações possuem informação superior à dos investidores que as compram. Assim sendo, o *underpricing* aparece como um prêmio que investidores com informação inferior exigem para transacionar com agentes com informação superior. O *underpricing* é um fenômeno relacionado à distribuição inicial das ações e, portanto, depende da eficiência da indústria de *underwriting* e do nível de incerteza no referente às empresas emissoras.

**Despesas administrativas:** além do *underpricing* inicial, a abertura de capital implica alguns custos diretos tais como: comissão do *underwriter*, taxas de registro etc. Adicionalmente, deve-se considerar gastos periódicos tais como despesas regulares com auditores, publicação de informações contábeis, e taxas cobradas pela CVM e bolsas de valores etc. Muitas destas despesas não crescem proporcionalmente com o valor da emissão inicial e, portanto, pesam relativamente mais para pequenas empresas.

**Perda de confidencialidade:** o *status* de companhia aberta exige a divulgação, para o mercado, de informações cuja confidencialidade pode ser importante para a competitividade da empresa. Este padrão de informação também expõe as empresas a uma maior vigilância por parte das autoridades fiscais, reduzindo o espaço para evasão fiscal.

## 4 Custos e benefícios no Brasil

### 4.1 Benefícios para poucos

Aparentemente, durante os anos 90 houve uma escalada nos indicadores de liquidez e performance do mercado primário. Como visto anteriormente tal movimento deveria incentivar a abertura de capital, o que não se verificou. Nesta seção mostramos que a chave desta aparente contradição reside na extrema concentração do mercado de capitais: apenas uma parcela reduzida de empresas de fato se beneficiou do crescimento do mercado nos anos 90. Abaixo apresentamos alguns indicadores do nível de concentração e sua evolução.

O primeiro indicador que consideramos é o índice de concentração da FIBV, que mede a porcentagem do valor transacionado e que corresponde a 5% das maiores empresas listadas (Tabela 13). Este índice mostra que a BOVESPA foi a 6ª bolsa mais concentrada no período 1996-98. Contudo, observamos que esta concentração se reduziu de uma média de 83,4% no período 1991-93 para 75,7% no período 1996-1998. Isto parece indicar uma importante desconcentração, principalmente quando se considera que, para a grande maioria das bolsas, o índice de concentração de valor transacionado aumentou significativamente entre os dois períodos. Observando o comportamento do índice de concentração do FIBV para a BOVESPA durante os anos 90 (Tabela 14) de fato observamos uma tendência à queda. O grande problema do índice de concentração do FIBV, contudo, é ater-se a apenas 5% das empresas, o que, no caso da BOVESPA, corresponde a 27/28 empresas.

Procuramos desenvolver outros indicadores que propiciam uma visão mais acurada da liquidez do mercado brasileiro. Primeiro consideramos o número de dias em que cada empresa é negociada num período de 271 dias (Julho 1997 a Julho 1998). Conforme documentado na Tabela 15, apenas 19 empresas, ou 4,1% do total de 463 empresas negociadas naquele período, apresentaram liquidez diária. Somente 20% das empresas foram transacionadas em mais de 240 dias (aproximadamente 90% dos pregões). Cerca de 50% das empresas foram transacionadas em menos de 25% dos pregões. Algumas empresas sequer foram negociadas no período e, portanto, não aparecem nestes números. Isto mostra que apenas uma parcela muito pequena das empresas apresenta o mínimo de liquidez.

**Tabela 13**  
**Concentração do Mercado - Valor Transacionado (%)\***  
**Índice FIBV**

Bolsa	1991-1993 (média)		1996-1998 (média)	
	concentração	Rank	concentração	rank
Bolsa Alemã	84.5	1	85.8	1
Madri	66.8	6	85.1	2
Austrália	80.5	3	79.5	3
Buenos Aires	50.2	16	78.1	4
Nasdaq	59.1	9	76.9	5
<b>São Paulo</b>	<b>83.4</b>	<b>2</b>	<b>75.7</b>	<b>6</b>
Lima			75.2	7
Nova Zelândia	68.1	4	71.3	8
Paris	67.7	5	70.4	9
Copenhague	50.3	15	66.7	10
Londres	37.8	25	66.3	11
Itália	56.2	10	65.3	12
Suíça			64.9	13
Amsterdã	51.3	13	64.2	14
Hong Kong	51.7	12	63.8	15
Estocolmo	51.3	14	63.6	16
Santiago	61.5	8	63.2	17
Telavive	38.3	24	63.1	18
Lisboa			60.5	19
México	37.6	26	56.7	20
Irlanda			55.6	21
Joanesburgo			53.0	22
Liubliana			52.7	23
Toronto	61.6	7	51.7	24
NYSE			50.4	25
Jacarta			49.5	26
Tóquio	41.6	20	49.3	27
Bruxelas	41.2	21	48.1	28
Luxemburgo	23.0	27	48.1	29
Viena	44.5	19	47.7	30
Atenas			47.4	31
Tailândia	48.0	18	45.3	32
Helsinque	55.1	11	44.0	33
Oslo	48.8	17	42.2	34
Kuala Lumpur	20.4	29	38.0	35
Filipinas			37.6	36
Istambul	39.9	22	37.2	37
Coréia	39.8	23	34.9	38
Cingapura	10.0	30	33.5	39
Taiwan	22.7	28	33.3	40
Varsóvia		41	22.9	41

\* Volume de transação das 5% maiores empresas dividido pelo volume total de negociações.

Fonte: FIBV.

**Tabela 14**  
**Concentração do Mercado - BOVESPA: 1990-99 (%)**  
**Índice FIBV**

Período	Concentração da Capitalização Bursátil*	Concentração do Volume de Transações**	Número de Empresas
1990	52	49	27
1991	64	86	27
1992	62	84	27
1993	72	81	28
1994	65	75	27
1995	66	82	27
1996	70	77	28
1997	74	76	27
1998	61	73	26

\*Capitalização bursátil das 5% maiores companhias dividido pela capitalização total de mercado.

\*\*Volume de transação das 5% maiores empresas dividido pelo volume total de negociações.

Fonte: FIBV.

Adicionalmente, procuramos observar a evolução da concentração do mercado acionário tomando como indicador o número de transações por empresas durante o período 1990-99. Uma das vantagens deste indicador é não ser sensível a fatores como inflação e taxa de câmbio. A Tabela 16 e o Gráfico 1 contêm a concentração para as 10, 20, 30 etc. empresas mais transacionadas em pregões no País de 1990 a 1999. Observamos que a tendência a desconcentração registrada pelo índice do FIBV se verifica quando consideramos a proporção das transações correspondente às 30 ou 40 empresas mais negociadas. Isto, no entanto, não se verifica quando consideramos as 80 empresas mais transacionadas. Por outro lado, quando consideramos as 100 empresas mais transacionadas, constatamos que a concentração vem aumentando quase que monotonicamente desde 1990.



**Tabela 15**  
**Distribuição por Número de Dias em que a Empresa foi Negociada**  
**Período: 271 Pregões (Julho 1997 a Julho 1998)**

Número de dias com negociação	Número de Empresas	Porcentagem do total	Porcentagem Acumulada
271	19	4.1	4.1
261-270	41	8,9	13.0
251-260	14	3.3	16.0
241-251	7	1,5	17.5
231-240	11	2.4	19.9
221-230	11	2.4	22.2
211-220	9	1.9	24.2
201-210	10	2.2	26.3
191-200	4	0.9	27.2
181-190	3	0.6	27.9
171-180	6	1.3	29.2
161-170	11	2.4	31.5
151-160	7	1.5	33.0
141-150	8	1.7	34.8
131-140	8	1.7	36.5
121-130	4	0.9	37.4
111-120	8	1.7	39.1
101-110	11	2.4	41.5
91-100	10	2.2	43.6
81-90	13	2.8	46.4
71-80	6	1.3	47.7
61-70	12	2.6	50.3
51-60	13	2.8	53.1
41-50	15	3.2	56.4
31-40	18	3.9	60.3
21-30	19	4.1	64.4
11-20	53	11.4	75.8
1-10	112	24.2	100.0

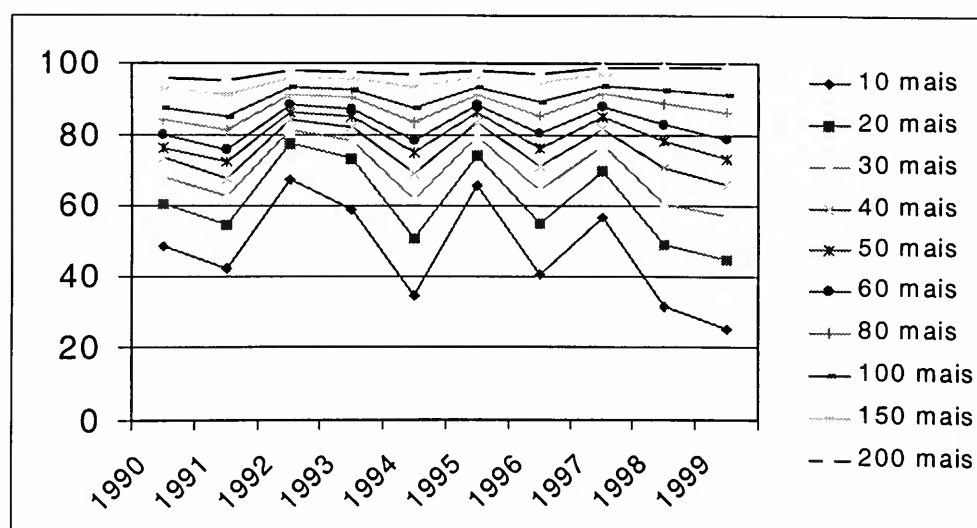
**Tabela 16**  
**Concentração do Número de Negócios por Empresa em Retrospectiva\***

Nº de Empresas mais Negociadas	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
10	48.5	41.9	67.4	58.8	34.4	65.4	40.3	56.6	31.4	25.3
20	60.4	54.3	77.3	73.0	50.6	73.8	54.5	69.7	48.7	44.7
30	68.2	62.5	81.3	78.1	61.7	79.3	64.1	76.7	60.6	57.0
40	73.5	67.8	84.1	81.8	69.0	83.1	71.0	81.6	70.7	66.1
50	76.2	72.1	86.3	84.7	74.6	86.0	76.1	85.0	78.0	73.1
60	79.9	75.5	88.3	87.0	78.2	88.2	80.1	87.8	82.7	78.5
80	84.0	80.9	91.1	90.3	83.2	91.2	85.3	91.6	88.7	86.1
100	87.4	84.7	93.1	92.4	87.2	93.2	89.0	93.9	92.4	91.3
150	93.0	91.1	96.0	95.6	93.3	96.4	94.4	97.2	97.1	97.0
200	95.9	94.9	97.8	97.5	96.5	98.1	97.0	98.7	98.8	98.9
Concentração FIBV	49	86	84	81	75	82	77	76	73	71
Nº de Empresas Negociadas	524	544	517	516	509	488	471	484	487	447
Nº de Empresas Listadas	581	570	565	550	544	543	551	536	535	487
Nº de Transações no Ano (milhares)	1.528	948	1.966	2.232	1.464	1.476	935	1.920	1.322	1.881

\* Número de vezes em que alguma ação da empresa é negociada em pregão durante o ano dividido pelo número total de negociações em pregão no ano.

Fonte: CNBV.

**Gráfico 1**  
**Concentração do Número de Negócios por Empresas em Retrospectiva**



Fonte: CNBV.

O crescimento da concentração também se verificou nos mercados primários. A Tabela 17 contém dados anuais sobre o número de empresas emissoras e o valor médio das emissões de ações e debêntures para o período de 1993 a 1999. O valor médio das emissões, que foi de US\$ 53.2 milhões entre 1993 e 1995, cresceu para US\$ 162.4 milhões entre 1997 e 1999. No primeiro período 98 empresas emitiram ações, ao passo que no segundo período apenas 52. No mercado de debêntures, o valor médio das emissões passou de US\$ 90.3 milhões entre 1993 e 1995 para US\$ 128.1 milhões entre 1997 e 1999. No primeiro período, 163 empresas emitiram debêntures, no segundo período, 150. Portanto, a expansão do volume total de emissões primárias anteriormente descrito reflete apenas um aumento significativo do valor médio das emissões.

**Tabela 17**  
**Mercado Primário – Valor Médio das Emissões: 1993-1998**

Ano	AÇÕES		DEBENTURES	
	Número de Emissores no Ano	Emissão Média (US\$ milhões)	Número de Emissores no Ano	Emissão Média (US\$ milhões)
1993	25	33.6	43	89.4
1994	46	49.1	38	86.9
1995	27	78.2	82	92.4
1996	23	50.1	86	96.4
1997	22	159.1	57	121.4
1998	20	174.2	57	152.2
1999	10	145.9	36	100.6

Fonte: CVM.

Sumariando, observamos que tanto o benefício da liquidez como o da obtenção de recurso via mercado primário ficaram restritos a um número reduzido de empresas. Adicionalmente, a concentração da liquidez acentuou-se na década de 90. Apenas uma parcela relativamente pequena das empresas de capital aberto beneficiou-se do crescimento expressivo do mercado de capitais.

#### 4.2 Altos custos

Observamos na seção 3 que dentre os custos relevantes para a abertura de capital estão o *underpricing* na distribuição inicial de ações, as despesas administrativas e a perda de confidencialidade. A Tabela 18 (extraída de Rocca e Carvalho, 1999) reporta uma pesquisa

entre empresas de capital aberto. Uma amostra de 43 empresas indicou que os custos de manutenção (auditorias, publicações, relatórios etc.) são as principais desvantagens da abertura de capital: 62.8% citaram tais custos como a principal desvantagem (88.4% incluíram-nos entre as 6 desvantagens mais importantes). Fatores relacionados ao custo do capital próprio (subvalorização das empresas) aparecem em segundo lugar, com 11.6% dos respondentes listando-os como a principal desvantagem (60.5% incluíram-nos entre as 6 desvantagens mais importantes). Aspectos ligados à perda de confidencialidade (liberação de informações estratégicas para concorrentes quando estas são empresas fechadas e planejamento tributário) foram listados em primeiro lugar por 16.4% dos respondentes (49% a incluíram entre as 6 desvantagens mais importantes).

**Tabela 18**  
**Desvantagens da Abertura de Capital**  
**(Pesquisa de Opinião Conduzida entre as Empresas de**  
**Capital Aberto: 43 Participantes)**

Desvantagens	Empresa que listaram em primeiro lugar (%)	Empresas que incluíram entre as 6 mais importantes (%)
Custo de manutenção	62.8	88.4
Preço das ações inferior ao valor companhia	11.6	60.5
Custos de <i>underwriting</i>	7.0	49.0
Elevado <i>underpricing</i> na colocação de ações	7.0	46.6
Planejamento tributário	7.0	28.0
Informações estratégicas a concorrentes	4.7	48.9
Concorrentes são empresas fechadas	4.7	32.7
Altos custo de títulos de dívida	2.3	32.5
Dividendos 10% maior para preferencialistas	2.3	18.6

Fonte: Rocca e Carvalho (1999).

A Tabela 19 contém dados sobre os custos de manutenção das empresas abertas coletados pela Associação Brasileira das Companhias Abertas (ABRASCA). Os valores reportados são baseados em questionários respondidos pelas empresas. Como não há um controle ou descrição das características dos respondentes, os dados da Tabela 19 devem ser tomados apenas como ilustração de quão altos ou baixos estes custos podem ser. Ao câmbio de 1998, somente as despesas com publicações apresentavam um valor médio de US\$ 143 mil (para um mínimo de US\$ 5,41 mil e um máximo de US\$ 733 mil). Estas despesas correspondem a

aproximadamente 30% do custo total. Em parte isto se deve à obrigatoriedade de publicações no Diário Oficial, o que cria um monopólio e permite a prática de preços extorsivos.

**Tabela 19**  
**Custos de Manutenção de Capital Aberto (US\$ mil)**  
**(Valores ao Câmbio de 1998)**

	Mínimo	Máximo	Médio
Auditorias externas	4.15	331.46	79.56
Publicações	5.41	733.19	143.12
Anuidades de bolsas	1.72	34.86	12.03
Taxa de Fiscalização	3.69	132.88	22.70
Departamento de acionistas	3.08	542.34	57.86
Custos indiretos	3.08	496.12	120.20
<b>Total</b>	<b>21.13</b>	<b>2,270.85</b>	<b>435.47</b>

Baseado em questionários respondido pelas empresas. Não há informação sobre as características da amostra.

Fonte: ABRASCA.

As taxas de listagem em bolsa no Brasil são comparativamente caras. Por exemplo, na NASDAQ a anuidade é baseada no número de ações no mercado. No entanto, a anuidade máxima é US\$ 50 mil (fonte: site da NASDAQ, [www.nasdaq.com](http://www.nasdaq.com)). No Brasil não há teto para anuidade, que é estabelecida por faixas de capital social (conforme resolução CMN 2044/94 e CNBV 01/97). Por exemplo: uma empresa com capital de R\$ 400 milhões paga US\$ 35 mil. No entanto, esta anuidade para algumas empresas atinge valores tais como R\$ 1 milhão (anuidade da Eletrobrás em 2000).<sup>4</sup>

Pelo nosso conhecimento, não existem estudos disponíveis sobre o comportamento do *underpricing* durante a década de 90. Isto se deve ao número reduzido de IPOs (venda inicial de ações). A Tabela 20 contém dados sobre *underpricing* em 30 países. Os períodos em consideração variam de país para país. No caso brasileiro, o período é 1979 a 1990.<sup>5</sup> Observamos que o Brasil apresenta o terceiro maior *underpricing* entre os 30 países. O retorno inicial para um investidor em uma oferta inicial (IPO) era de 78%. Isto significa que as

4 Recentemente, as normas com respeito à fixação de anuidades foi alterada, introduzindo a livre negociação entre empresas e bolsas.

5 Embora haja diferença entre períodos e tamanho de amostra considerados para os diversos países, a grande variação nos valores médios de *underpricing* são bastante ilustrativos das diferenças nos custos de abertura de capital entre os diversos países.

empresas que abriram o capital entre 1979 e 1990 no Brasil vendiam suas ações com um desconto de 44%, em média.<sup>6</sup>

**Tabela 20**  
**Média de Retornos Iniciais (*Underpricing*) para 30 Países**

País	Tamanho da amostra	Período	Média do retorno inicial (%)
China	226	1990-96	388.0
Malásia	132	1980-91	80.3
<b>Brasil</b>	<b>62</b>	<b>1979-90</b>	<b>78.5</b>
Coréia	347	1980-90	78.1
Tailândia	32	1988-89	58.1
Portugal	62	1986-87	54.4
Grécia	79	1987-91	48.5
Taiwan	168	1971-90	45.0
Suíça	42	1983-89	35.8
Índia	98	1992-93	35.3
Espanha	71	1985-90	35.0
Suécia	251	1980-94	34.1
México	37	1987-90	33.0
Japão	472	1970-91	32.5
Cingapura	128	1973-92	31.4
Nova Zelândia	149	1979-91	28.8
Itália	75	1985-91	27.1
Chile	19	1982-90	16.3
Hong Kong	334	1980-96	15.9
Estados Unidos	13.308	1960-96	15.8
Reino Unido	2.133	1959-90	12.0
Austrália	266	1976-89	11.9
Alemanha	170	1978-92	10.9
Bélgica	28	1984-90	10.1
Finlândia	85	1984-92	9.6
Holanda	72	1982-91	7.2
Áustria	67	1964-96	6.5
Canadá	258	1971-92	5.4
Israel	28	1993-94	4.5
França	187	1983-92	4.2

Fonte: Loughran&Ritter&Rydqvist (1994)

6 Os 44% foram obtidos por meio da seguinte fórmula:  $(1 - 1/1.78)$ .

Nesta seção apresentamos alguns dados que apontam que : 1) os benefícios da abertura de capital são restritos a um número pequeno de empresas; e 2) muito embora a limitação de disponibilidade de dados não permita uma comparação rigorosa entre os custos de manutenção do capital aberto entre o Brasil e demais países, as informações disponíveis indicam que estes custos são expressivos e superiores ao necessário.

## 5 A fraca governança corporativa

O final da década de 90 caracteriza um declínio no mercado de capitais brasileiro. Este mesmo período também foi marcado por um desarranjo macroeconômico e várias crises internacionais (Ásia, Rússia e Brasil). Dentre as medidas usadas para solucionar o desequilíbrio macroeconômico estão as altas taxas de juros e o aumento da CPMF. É óbvio que tais medidas prejudicaram a performance do mercado de capitais. Isto sugere que tais elementos conjunturais são responsáveis pelo declínio do mercado de capitais e que a sua remoção é suficiente para revigorá-los. No entanto, juros altos e CPMF não podem explicar por que o número de empresas abertas vinha se reduzindo e o mercado se concentrando, uma vez que estes processos datam do início da década. Nesta seção apresentamos argumentos indicando que na raiz do declínio do mercado de capitais existem fatores estruturais, por exemplo, a fraca proteção a investidores minoritários.

Evidências recentes apontam que a configuração e a importância que os mercados de capitais assumem nos diversos países dependem fundamentalmente da qualidade da governança corporativa existente, i.e., da proteção dada aos investidores. La Porta *et al.* (1997, 1998 e 1999) mostram que países que oferecem maior proteção aos minoritários apresentam: 1) mercados acionários relativamente maiores; 2) menor grau de concentração da propriedade das empresas abertas; 3) maior número de companhias abertas (normalizado pelo tamanho da população); 4) maior número de IPOs (normalizado pelo tamanho da população). Adicionalmente, 5) as empresas captam mais recursos via mercado acionário; e 6) a avaliação de mercado das empresas, medidos por meio da relação entre valor patrimonial e valor de mercado, é comparativamente maior.

Gleaser, Johnson e Shleifer (2000) comparam as experiências da Polônia e República Checa nos anos 90: ambos os países apresentavam características semelhantes no início da década, até mesmo sistemas judiciários pouco eficientes. Na Polônia, a criação de uma comissão de valores imobiliários independente e com fortes poderes para garantir o respeito às leis (nos moldes da SEC) está associada a um rápido desenvolvimento do mercado acionário. Diferentemente, na República Checa poucas garantias a investidores são

acompanhadas de um mercado acionário moribundo. Somando a isto, Johnson (2000) discute a experiência do Neuer Markt alemão, onde a criação de um mercado acionário seletivo, com fortes regras de governança corporativa, *disclosure*, e *enforcement* provocou um movimento acelerado de abertura de capital.

A proteção dada a acionistas minoritários e credores se compõe de três elementos: conjunto de regras/leis (governança corporativa), disponibilização de um fluxo contínuo de informações relevantes que permitam aos minoritários e credores avaliar se seus direitos estão sendo observados (*disclosure*), e potencial que os agentes têm para fazer com que seus direitos legais sejam de fato observados (*enforcement*). A seguir apresentamos algumas dados comparando a proteção a investidores no Brasil com a de outros países.

La Porta *et al.* (1998) criaram um índice de proteção a acionista minoritários baseado nos direitos a voto dos acionistas. Este índice soma um ponto cada vez que um dos 5 critérios a seguir são obedecidos: 1) base legal para que acionistas votem em assembleias por meio de procurações; 2) direito a representação proporcional no conselho de administração; 3) direito a redimir ações pelo valor patrimonial quando certas decisões fundamentais - fusão, mudança de estatutos etc. - são tomadas (direitos de minorias oprimidas); 4) direito aos acionistas de subscrever novas emissões proporcionalmente ao capital detido; 5) porcentagem do capital necessário para convocar uma assembleia extraordinária (soma-se um ponto quando este porcentual é menor que 10%). Portanto, este índice é um número inteiro entre zero e 5. A Tabela 21 mostra este índice para 49 países. O Brasil obtém 3 pontos. África do Sul, Canadá, Chile, Estados Unidos, Hong Kong, Índia, Paquistão, e Reino Unido obtêm 5 pontos. Ressaltamos, no entanto, que o índice em questão é arbitrário, atendo-se apenas a aspectos relativos aos mecanismos de votação. Como no caso brasileiro a maior parte das ações não carregam direito de voto, tal índice superestima a proteção de minoritários no Brasil.

La Porta *et al.* (1998) também desenvolveram um índice de proteção aos credores (Tabela 22). Este índice é baseado em 4 critérios: 1) restrições a que a firma detenha ativos dados como garantias de empréstimos em caso de concordata; 2) quando em caso de falência as dívidas com ativos dados em garantia têm senioridade sobre os demais interesses (tributos, dívidas trabalhistas, etc.); 3) existência de restrição para entrar em concordata (tal como permissão dos credores); e 4) quando um interventor indicado por um tribunal é responsável pela administração da firma em concordata. Também neste critério o Brasil apresenta uma fraca performance, somando apenas um ponto (32 países apresentam performance superior).



**Tabela 21**  
**Direitos dos Acionistas no Mundo**

País	Procuração pelo Correio	Ações não são bloqueadas antes das assembléias	Representação proporcional	Minoria Oprimida	Direitos a subscrever novas emissões	Capital para convocar assembléia extraordinária (%)	Índice de direitos anticontroladores
África do Sul	1	1	0	1	1	.05	5
Canadá	1	1	1	1	0	.05	5
Chile	0	1	1	1	1	10	5
Estados Unidos	1	1	1	1	0	.10	5
Hong Kong	1	1	0	1	1	.10	5
Índia	0	1	1	1	1	.10	5
Paquistão	0	1	1	1	1	.10	5
Reino Unido	1	1	0	1	1	.10	5
Argentina	0	0	1	1	1	.05	4
Austrália	1	1	0	1	0	.05	4
Cingapura	0	1	0	1	1	10	4
Espanha	0	0	1	1	1	.05	4
Irlanda	0	1	0	1	1	10	4
Japão	0	1	1	1	0	.03	4
Malásia	0	1	0	1	1	.10	4
Noruega	1	1	0	0	1	.10	4
Nova Zelândia	1	1	0	1	0	.05	4
<b>Brasil</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>.05</b>	<b>3</b>
Colômbia	0	1	1	0	1	.25	3
Filipinas	0	1	1	1	0	aberto	3
Finlândia	0	1	0	0	1	10	3
Israel	0	1	0	1	0	10	3
Nigéria	0	1	0	1	0	10	3
Peru	0	1	1	0	1	.20	3
Portugal	0	1	0	0	1	.05	3
Quênia	0	1	0	1	0	.10	3
Sri Lanka	0	1	0	1	0	10	3
Suécia	0	1	0	0	1	10	3

(continua)

**Tabela 21**  
**Direitos dos Acionistas no Mundo**  
**(continuação)**

País	Procuração pelo Correio	Ações não são bloqueadas antes das assembléias	Representação proporcional	Minoria Oprimida	Direitos a subscrever novas emissões	Capital para convocar assembléia extraordinária (%)	Índice de direitos anticontroladores
Taiwan	0	0	1	1	0	.03	3
Zimbabué	0	1	0	1	0	.05	3
Áustria	0	0	0	0	1	.05	2
Coréia do Sul	0	0	0	1	0	.05	2
Dinamarca	0	1	0	0	0	.10	2
Egito	0	1	0	0	0	.10	2
Equador	0	1	0	0	1	.25	2
Grécia	0	0	0	0	1	.05	2
Holanda	0	0	0	0	1	.10	2
Indonésia	0	1	0	0	0	.10	2
Suíça	0	0	0	0	1	10	2
Tailândia	0	1	1	0	0	.20	2
Turquia	0	1	0	0	0	10	2
Uruguai	0	0	0	1	1	.20	2
Alemanha	0	0	0	0	0	.05	1
Itália	0	0	0	0	1	.20	1
Jordânia	0	1	0	0	0	.25	1
México	0	0	0	0	1	.33	1
Venezuela	0	1	0	0	0	.20	1
Bélgica	0	0	0	0	0	.20	0

Fonte: La Porta & Lopez-de-Silanes & Shleifer (1998).

**Tabela 22**  
**Direitos dos Credores no Mundo**

País	Cerceamento do direito à firma de reter ativos quando em concordatas	Senioridade dos Credores segurados em caso de falência	Restrições para entrar em concordata	Interventor em caso de concordata	Índice de direitos dos Credores
Cingapura	1	1	1	1	4
Egito	1	1	1	1	4
Equador	1	1	1	1	4
Hong Kong	1	1	1	1	4
Índia	1	1	1	1	4
Indonésia	1	1	1	1	4
Israel	1	1	1	1	4
Malásia	1	1	1	1	4
Nigéria	1	1	1	1	4
Paquistão	1	1	1	1	4
Quênia	1	1	1	1	4
Reino Unido	1	1	1	1	4
Zimbabué	1	1	1	1	4
África do Sul	0	1	1	1	3
Alemanha	1	1	1	0	3
Áustria	1	1	1	0	3
Coréia do Sul	1	1	0	1	3
Dinamarca	1	1	1	0	3
Nova Zelândia	1	0	1	1	3
Sri Lanka	1	0	1	1	3
Tailândia	1	1	0	1	3
Bélgica	1	1	0	0	2
Chile	0	1	1	0	2
Espanha	1	1	0	0	2
Holanda	0	1	1	0	2
Itália	0	1	1	0	2
Japão	0	1	0	1	2
Noruega	0	1	1	0	2
Suécia	0	1	1	0	2

(continua)

**Tabela 22**  
**Direitos dos Credores no Mundo**  
**(continuação)**

País	Cerceamento do direito à firma de reter ativos quando em concordatas	Senioridade dos Credores segurados em caso de falência	Restrições para entrar em concordata	Interventor em caso de concordata	Índice de direitos dos Credores
Taiwan	1	1	0	0	2
Turquia	0	1	1	0	2
Uruguai	0	1	0	1	2
Argentina	0	1	0	0	1
Austrália	0	1	0	0	1
<b>Brasil</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
Canadá	0	1	0	0	1
Estados Unidos	0	1	0	0	1
Finlândia	0	1	0	0	1
Grécia	0	0	0	1	1
Irlanda	0	1	0	0	1
Portugal	0	1	0	0	1
Suíça	0	1	0	0	1
Colômbia	0	0	0	0	0
Filipinas	0	0	0	0	0
França	0	0	0	0	0
México	0	0	0	0	0
Peru	0	0	0	0	0

Fonte: La Porta & Lopez-de-Silanes & Shleifer (1998).

A proteção a minoritários e credores depende fortemente da qualidade das informações disponíveis (*disclosure*). A Tabela 23 contém o índice de qualidade dos padrões contábeis produzido pelo *Center for International Financial Analysis & Research* que servem como medida de *disclosure*. Este índice se baseia na omissão ou inclusão nos demonstrativos financeiros e relatórios de 90 itens (o ano no qual o índice se baseia é 1990). A maior nota é obtida pela Suécia (83 pontos) seguida por Reino Unido (78), Cingapura (58), Finlândia (77), Malásia (76), Austrália (75). O Brasil obtém 54 pontos, ficando a frente apenas do Chile (52), Turquia (51), Colômbia (50), Argentina (45), Venezuela (40), Peru (38), Portugal (36), Uruguai (31) e Egito (24). Estes dados mostram que a qualidade dos padrões contábeis adotados no Brasil é bastante baixa.

**Tabela 23**  
**Padrões Contábeis no Mundo\***  
**(nota máxima: 90 pontos)**

País	Nota	País	Nota
Suécia	83	Alemanha	62
Reino Unido	78	Coréia	62
Cingapura	78	Dinamarca	62
Finlândia	77	Itália	62
Malásia	76	Bélgica	61
Austrália	75	México	60
Canadá	74	Nigéria	59
Noruega	74	Índia	57
Estados Unidos	71	Grécia	55
África do Sul	70	Áustria	54
Nova Zelândia	70	<b>Brasil</b>	<b>54</b>
França	69	Chile	52
Hong Kong	69	Turquia	51
Suíça	68	Colômbia	50
Filipinas	65	Argentina	45
Formosa	65	Venezuela	40
Japão	65	Peru	38
Espanha	64	Portugal	36
Holanda	64	Uruguai	31
Israel	64	Egito	24
Tailândia	64		

\* Este índice foi criado examinando os demonstrativos financeiros e publicações das empresas em 1990. O número de pontos é determinado pela inclusão ou omissão de 90 itens.

Fonte primária: International Accounting and Auditing Trends, Center for International Financial Analysis & Research.

Extraído de La Porta & Lopez-de-Silanes & Shleifer (1998).

Com respeito à qualidade do *enforcement*, consideramos dois indicadores. O primeiro é a avaliação da eficiência e integridade do sistema judiciário, particularmente com respeito a empresas estrangeiras feita pela *Business International Corporation*. Este índice, reportado na Tabela 24, assume valores entre 0 e 10 e representa a média entre 1980 e 1983. O Brasil obtém 5.75, nota superior apenas às obtidas por Portugal (5.5), Paquistão (5), Filipinas (4.75), Turquia (4), Tailândia (3.25), e Indonésia (2.5). O segundo indicador é a avaliação da corrupção no governo produzido pelo *International Country Risk Guide* (Tabela 25). Tal índice também assume valores entre 0 e 10 e baseia-se nas médias dos meses de abril e outubro entre 1982 e 1995. O Brasil obtém a nota 6.35 contra uma mediana de 7.27. Estes índices confirmam a percepção de que a possibilidade de que os indivíduos no Brasil possam recorrer ao judiciário ou ao governo para fazer com que seus direitos sejam respeitados é restrita.

As evidências acima indicam um baixo nível de proteção para investidores minoritários no Brasil. As evidências internacionais indicam que esta baixa proteção é uma das causas do baixo desempenho do nosso mercado de capitais. Portanto, a melhoria da proteção a investidores pode ser uma fonte para a promoção do mercado de capitais.

**Tabela 24**  
**Eficiência do Sistema Judiciário no Mundo\***  
**(Escala: 0 a 10)**

País	Nota	País	Nota
Austrália	10,00	Colômbia	7,25
Dinamarca	10,00	Nigéria	7,25
Estados Unidos	10,00	Grécia	7,00
Finlândia	10,00	Sri Lanka	7,00
Holanda	10,00	Formosa	6,75
Hong Kong	10,00	Itália	6,75
Israel	10,00	Peru	6,75
Japão	10,00	Egito	6,50
Noruega	10,00	Uruguai	6,50
Nova Zelândia	10,00	Venezuela	6,50
Reino Unido	10,00	Equador	6,25
Cingapura	10,00	Espanha	6,25
Suécia	10,00	África do Sul	6,00
Suíça	10,00	Argentina	6,00
Áustria	9,50	Coréia	6,00
Bélgica	9,50	México	6,00
Canadá	9,25	<b>Brasil</b>	<b>5,75</b>
Alemanha	9,00	Quênia	5,75
Malásia	9,00	Portugal	5,50
Irlanda	8,75	Paquistão	5,00
Jordânia	8,66	Filipinas	4,75
França	8,00	Turquia	4,00
Índia	8,00	Tailândia	3,25
Zimbabué	7,50	Indonésia	2,50
Chile	7,25		

\*Avaliação da eficiência e integridade do sistema judiciário, particularmente com respeito a empresas estrangeiras (médias entre 1980-1983).

Fonte primária: Business International Corporation.

Extraído de La Porta & Lopez-de-Silanes & Shleifer (1998).

**Tabela 25**  
**Corrupção no Mundo\***  
**(Escala: 0 a 10)**

País	Nota	País	Nota
Canadá	10,00	Formosa	6,85
Dinamarca	10,00	<b>Brasil</b>	<b>6,32</b>
Finlândia	10,00	Itália	6,13
Holanda	10,00	Argentina	6,02
Noruega	10,00	Jordânia	5,48
Nova Zelândia	10,00	Zimbabué	5,42
Suécia	10,00	Chile	5,30
Suíça	10,00	Coréia	5,30
Reino Unido	9,10	Equador	5,18
França	9,05	Tailândia	5,18
Alemanha	8,93	Turquia	5,18
África do Sul	8,92	Colômbia	5,00
Bélgica	8,82	Sri Lanka	5,00
Estados Unidos	8,63	Uruguai	5,00
Áustria	8,57	Quênia	4,82
Austrália	8,52	México	4,77
Hong Kong	8,52	Peru	4,70
Irlanda	8,52	Venezuela	4,70
Japão	8,52	Índia	4,58
Israel	8,33	Egito	3,87
Cingapura	8,22	Nigéria	3,03
Espanha	7,38	Paquistão	2,98
Malásia	7,38	Filipinas	2,92
Portugal	7,38	Indonésia	2,15
Grécia	7,27		

\* Avaliação da corrupção no governo: baixas notas indicam que funcionários do governo provavelmente demandam pagamentos especiais. Médias dos meses de abril e outubro entre 1982 e 1995.

Fonte primária: International Risk Country Guide.

Extraído de La Porta & Lopez-de-Silanes & Shleifer (1998).6 Conclusão



## 6 Conclusão

O mercado de capitais brasileiro, em especial o mercado acionário, aparentemente passou por uma fase de grande florescimento nos anos 90. Neste período observamos um grande aumento da capitalização bursátil, volume transacionado e emissões primárias. Este crescimento é fortemente influenciado pela entrada expressiva de capitais estrangeiros. No entanto, fortes indícios de declínio apareceram ao final da década - queda do volume transacionado e emissões primárias. Este trabalho mostra que o florescimento mencionado era um tanto ilusório (não sustentável), pois o número de empresas abertas já vinha se reduzindo desde o início da década.

Embora fatores conjunturais, tais como altas taxas de juros e CPMF, tenham sua importância, é necessário que se considerem fatores estruturais para explicar por que poucas empresas abrem o capital. Entre os desestímulos à abertura de capital listamos: 1) os altos custos de abertura e os custos de manutenção que oneram as companhias abertas; e 2) a alta concentração de mercado, que indica que apenas parcela pequena das empresas se beneficia do mercado. Parte dos custos referidos são inevitáveis, no entanto, alguns poderiam ser reduzidos (por exemplo, eliminando a necessidade de publicar balanços no Diário Oficial). Quanto à concentração dos benefícios, alguns elementos indicam que o baixo nível de proteção do qual gozam acionistas minoritário e credores no Brasil é uma possível explicação.

## Referências

- Gleaser, E., Johnson, S. e Shleifer, A. Coase versus the Coasians. *Harvard e MIT Working Paper*, 2000.
- Johnson, S. Which rules matter? Evidence from Germany's Neuer Markt. *MIT Working Paper*, 2000.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. e Shleifer, A. Corporate ownership around the world. *Journal of Finance* 54, p. 717- 738, 1998.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. e Vishny, R. Law and finance. *Journal of Political Economy* 106, p. 1113-1155, 1998.
- \_\_\_\_\_. Legal determinants of external finance. *Journal of Finance*, 52, p. 1131-1150, 1997
- Levine, R. Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, p. 688-726, Junho 1996.

Levine, R. e Zervos, S. Stock markets banks and economic growth. *American Economic Review* 88, p. 537-58, 1998.

Pagano, M., Panetta, F. e Zingales, L. Why do companies go public? An empirical analysis. *NBER Working Paper 5367*, 1995.

Rocca, C. A. e Carvalho, A. G. *Mercado de capitais e o financiamento das empresas abertas*. FIPE/ABRASCA, 1999.

Rajan, R. e Zingales, L. The political economy of financial development. *University of Chicago Working Paper*, 1999.

## 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.

## 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 (University of Chicago),  
 Juan Hersztajn Moldau (USP), Marcelo Portugal (UFRGS), Maria José Willumsen (Flórida International University),  
 Márcio Gomes Pinto Garcia (PUC/RJ), Mário Luiz Possas (UFRJ), Paulo César Coutinho (UnB),  
 Paulo Nogueira Batista Júnior (FGV/SP), Pierre Perron (Université de Montreal),  
 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, Luzia Ribeiro da Silva

**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) 818-6072 • Fax (55-11) 818-6073 • E-mail: revecap@edu.usp.br • www.revecap.com.br

### 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

- Divisia Monetary Aggregates for Brazil ..... 413**  
José W. Rossi
- Exchange Rate Pass-through: A Sectoral Analysis of  
Brazilian Exports 1984-1997 ..... 435**  
Sérgio Kannebley Júnior
- The Federal Domestic Debt and State Governments: The Impact of the  
State Debts on the Federal Government Finances ..... 465**  
Viviane Luporini
- Common Trends in Time Series Structural Models: An Application to  
Soybean Prices in Brazil and US ..... 479**  
Wilson L. Rotatori, Paulo de Andrade Jacinto, Alexandre B. Monteiro e Silva
- The Contingent Evaluation Technique as a Management Tool in Environmental  
Projects: An Assessment of Project Tietê Second Phase ..... 503**  
Paulo Borba L. de Moraes, Fernanda Gabriela Borger
- Charging for the Use of Water in Basin Systems: The Case of Pirapama  
River in Pernambuco ..... 525**  
José Carrera-Fernandez
- Profitability Changes in the Brazilian Steel Industry After Privatization:  
The Influence of Exogenous Events ..... 571**  
Marcelo Pinho, Maurício Ribeiro do Valle
- 

## DEBATE

- The Rise and Fall of the Brazilian Stock Market: The Experience of the 90s ..... 595**  
A. Gledson de Carvalho

**PAPERS**

***Divisia Monetary Aggregates for Brazil***

José W. Rossi

***Exchange Rate Pass-through: A Sectoral Analysis of Brazilian Exports 1984-1997***

Sérgio Kannebley Júnior

***The Federal Domestic Debt and State Governments: The Impact of the State Debts on the Federal Government Finances***

Viviane Luporini

***Common Trends in Time Series Structural Models: An Application to Soybean Prices in Brazil and US***

Wilson L. Rotatori, Paulo de Andrade Jacinto, Alexandre B. Monteiro e Silva

***The Contingent Evaluation Technique as a Management Tool in Environmental Projects: An Assessment of Project Tietê Second Phase***

Paulo Borba L. de Moraes, Fernanda Gabriela Borger

***Charging for the Use of Water in Basin Systems: The Case of Pirapama River in Pernambuco***

José Carrera-Fernandez

***Profitability Changes in the Brazilian Steel Industry After Privatization: The Influence of Exogenous Events***

Marcelo Pinho, Maurício Ribeiro do Valle

**DEBATES:**

***The Rise and Fall of the Brazilian Stock Market: The Experience of the 90s***

A. Gledson de Carvalho