

5237

ea

USP
R. 0000

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 9 - Nº 2

Abril - Junho 2005

ARTIGOS

MEASURING TRUST: AN EXPERIMENT IN BRAZIL

Sergio G. Lazzarini, Regina Madalozzo, Rinaldo Artes, José de Oliveira Siqueira

A TAXA DE JUROS DE EQUILÍBRIO; UMA ABORDAGEM MÚLTIPLA

Pedro Calhman de Miranda, Marcelo Kfoury Muinhos

EFEITO FISHER, INCERTEZA E AVERSÃO AO RISCO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL

Sérgio Rodrigo Vale, Fabiana Rocha

PRODUÇÃO DE CAMARÃO MARINHO EM CATIVEIRO: UMA ANÁLISE DE EFICIÊNCIA TÉCNICA, ALOCATIVA E DE CUSTOS

Josemar Pereira de Sousa Júnior, Ahmad Saeed Khan, Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima, Raúl Mario Malvino Madrid

AJUSTES NOS MERCADOS DE ÁLCOOL E GASOLINA ENTRE OS ANOS DE 1995 E 2000

Marta Cristina Marjotta-Maistro, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros

INTERACTIVE PROFIT MAXIMIZATION MODELING FOR POULTRY PRODUCTION: A DECISION MODEL APPLICATION TO SOYBEAN AND COTTONSEED MEAL

Ecio de Farias Costa, J. E. Houston

ESTIMAÇÃO DA MATRIZ INSUMO-PRODUTO A PARTIR DE DADOS PRELIMINARES DAS CONTAS NACIONAIS

Joaquim J. M. Guilhoto, Umberto A. Sesso Filho

AS FONTES DE MUDANÇA DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DA INDÚSTRIA BRASILEIRA APÓS A LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL: UMA ESTIMAÇÃO ECONOMÉTRICA POR DADOS DE PLANTAS

André Nassif

BIBLIOTECA CENTRAL
Faculdade de Economia, Administração
Contabilidade de Ribeirão Preto - USP
18 JUL 2005

RESENHA

PRODUÇÃO INTERNACIONAL E REDES GLOBAIS: UMA RESENHA

Pablo Toledo, Paulo C. de Sá Porto

Assinatura

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

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

- Cheque nominal à FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas , n°: _____ Banco: _____
- Ordem de pagamento ou depósito em conta corrente (anexar comprovante autenticado), à FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, por meio do Bradesco, Agência Butantã, nº 104-0 - conta: 199.491-3

Solicito a remessa para:

Nome: _____

Contato: _____

Endereço: _____

Cep: _____ Cidade: _____ Est.: _____

Telefone: _____ Fax: _____ Data: ____ / ____ / ____



ea

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

Vol. 9 - Nº 2

Abril - Junho 2005

ISSN 1413-8050



ECONOMIA APLICADA

A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral dos Departamentos de Economia da FEA-RP/USP, da FEA/USP e da FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista dos editores, da Universidade de São Paulo ou da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - FIPE.

Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico

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

EDITORES

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

CONSELHO EDITORIAL

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

Secretaria: Rute Neves • Divulgação: Maria de Jesus Antunes Soares • Revisão: Eny Elza Ceotto (português)
Projeto Gráfico e Editoração: Sandra Vilas Boas • Capa: Christof Gunkel • Gráfica: Gráfica e Editora Peres Ltda.

ENDEREÇO PARA CORRESPONDÊNCIA

Revista de Economia Aplicada • Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas: Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 - FEA II - Departamento de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo - SP • CEP 05508-010 • Fone: (011) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (011) 3091-6073 • E-mail: revecap@usp.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.

SUMÁRIO



ARTIGOS

MEASURING TRUST: AN EXPERIMENT IN BRAZIL

Sergio G. Lazzarini, Regina Madalozzo, Rinaldo Artes, José de Oliveira Siqueira 153

A TAXA DE JUROS DE EQUILÍBRIO: UMA ABORDAGEM MÚLTIPLA

Pedro Calhman de Miranda, Marcelo Kfoury Muinhos 171

EFEITO FISHER, INCERTEZA E AVERSÃO AO RISCO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL

Sérgio Rodrigo Vale, Fabiana Rocha 187

PRODUÇÃO DE CAMARÃO MARINHO EM CATIVEIRO: UMA ANÁLISE DE EFICIÊNCIA TÉCNICA, ALOCATIVA E DE CUSTOS

Josemar Pereira de Sousa Júnior, Ahmad Saeed Khan, Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima, Raúl Mario Malvino Madrid 205

AJUSTES NOS MERCADOS DE ÁLCOOL E GASOLINA ENTRE OS ANOS DE 1995 E 2000

Marta Cristina Marjotta-Maistro, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros 225

INTERACTIVE PROFIT MAXIMIZATION MODELING FOR POULTRY PRODUCTION: A DECISION MODEL APPLICATION TO SOYBEAN AND COTTONSEED MEAL

Ecio de Farias Costa, J. E. Houston 257

ESTIMAÇÃO DA MATRIZ INSUMO-PRODUTO A PARTIR DE DADOS PRELIMINARES DAS CONTAS NACIONAIS

Joaquim J. M. Guilhoto, Umberto A. Sesso Filho 277

AS FONTES DE MUDANÇA DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DA INDÚSTRIA BRASILEIRA APÓS A LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL: UMA ESTIMAÇÃO ECONOMÉTRICA POR DADOS DE PLANTAS

André Nassif 301

RESENHA

PRODUÇÃO INTERNACIONAL E REDES GLOBAIS: UMA RESENHA

Pablo Toledo, Paulo C. de Sá Porto 325

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. 9, n. 2 (2005)- --São Paulo: FEA-RP-USP / FEA-SP-USP / FIPE, 2005--

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

MEASURING TRUST: AN EXPERIMENT IN BRAZIL*

Sergio G. Lazzarini[§]Regina Madalozzo[¶]Rinaldo Artes[¶]José de Oliveira Siqueira[†]

RESUMO

Foi demonstrado que medidas atitudinais da confiança, como as empregadas pela World Values Survey (WVS) ou pela General Social Survey (GSS), correlacionam-se a variáveis importantes que refletem o desenvolvimento econômico e institucional de um país. Entretanto, Glaeser, Laibson, Scheinkman e Soutter (*Quarterly Journal of Economics*, 2000) descobriram que essas medidas atitudinais têm um baixo nível de correlação com medidas comportamentais da confiança, obtidas a partir de um "jogo da confiança" experimental envolvendo incentivos monetários. Replicamos o estudo de Glaeser *et al.* com sujeitos brasileiros e conduzimos o experimento em duas situações: em uma delas, os indivíduos se encontram cara a cara antes de interagirem; na outra, não podem fazê-lo. Descobrimos que o efeito das medidas atitudinais da confiança (como a escala WVS/GSS) sobre o comportamento de ter confiança exibido pelos sujeitos em transações experimentais parece ser significativamente maior quando eles não podem se encontrar pessoalmente (uma situação que não foi empregada no estudo de Glaeser *et al.*). Corroborando os resultados de Glaeser *et al.*, também descobrimos que as medidas atitudinais da confiança correlacionam-se significativamente com o comportamento confiável: indivíduos que afirmam confiar mais nas pessoas aparentemente são menos inclinados a agir oportunisticamente. Assim, avaliando medidas atitudinais da confiança dentro de situações experimentais apropriadas, descobrimos que medidas como a escala WVS/GSS parecem contribuir para explicar os comportamentos relacionados a confiar e a transmitir confiança.

Palavras-chave: confiança, capital social, economia experimental.

ABSTRACT

Attitudinal measures of trust, such as those employed by the World Values Survey (WVS) or the General Social Survey (GSS), have been shown to be correlated with important country-level variables reflecting economic and institutional development. However, Glaeser, Laibson, Scheinkman and Soutter (*Quarterly Journal of Economics*, 2000) have found that those attitudinal measures poorly correlate with behavioral measures of trust obtained from an experimental "trust game" involving monetary incentives. We replicate Glaeser's *et al.* study using Brazilian subjects and performing the experiment under two conditions: when individuals meet face-to-face prior to their interaction, and when they cannot do so. We find that the effect of attitudinal measures of trust (such as the WVS/GSS scale) on subjects' trusting behavior in experimental transactions appears to be significantly larger when they cannot meet face-to-face (a condition that was not employed in Glaeser's *et al.* study). Echoing Glaeser's *et al.* results, we also find that attitudinal measures of trust are significantly correlated with trustworthy behavior: individuals who affirm to be more trusting are apparently less inclined to act opportunistically. Thus, evaluating attitudinal measures of trust within appropriate experimental conditions, we find that measures such as the WVS/GSS scale appear to have a role in explaining both trusting and trustworthy behavior.

Key words: trust, social capital, experimental economics.

JEL classification: Z13, C92, C73.

* We thank the comments and suggestions by Eduardo Andrade, Cláudio Haddad, Carlos Alberto de Melo, José Scheinkman, Gregório Stukart, and anonymous referees. Financial support from Instituto Futuro Brazil and research assistance by Samuel Kinoshita, Mauri de Oliveira, and Verena Stukart are greatly acknowledged. Rinaldo Artes was partially supported by FAPESP (PROTEM 99/10611-8) and CNPq (PRONEX 66.2285/1997-2). All remaining errors and omissions are our own.

§ Ibmec São Paulo. Corresponding author: Ibmec São Paulo, R. Maestro Cardim, 1170, 01323-001, São Paulo, SP, Brazil. E-mail: SergioGL1@ibmec.br

¶ Ibmec São Paulo.

† School of Economics, Business Administration and Accounting - University of São Paulo, Brazil.

1 INTRODUCTION

Trust, commonly defined as a person's subjective probability that his or her transacting party will act in a cooperative manner (e.g. Dasgupta, 1988; Gambetta, 1988), has received increasing attention in the economics literature. In theory, a society with a higher degree of trust can more fully exploit gains from exchange even in the absence of formal means of enforcement, thereby lowering transaction costs and prompting investments. (Arrow, 1974; Putnam, 1993). Several empirical studies have been conducted recently to examine this simple hypothesis. Thus, there is evidence that countries with higher level of societal trust tend to exhibit higher economic growth and investment relative to GDP. (Knack and Keefer, 1997; Zak and Knack, 2001). Other studies have also found that trust is positively correlated with variables such as governmental efficiency (La Porta, Lopez-Silanes, Shleifer and Vishny, 1997) and democracy (Paxton, 2002), thus suggesting that trust may have an indirect economic effect associated with institutional development.

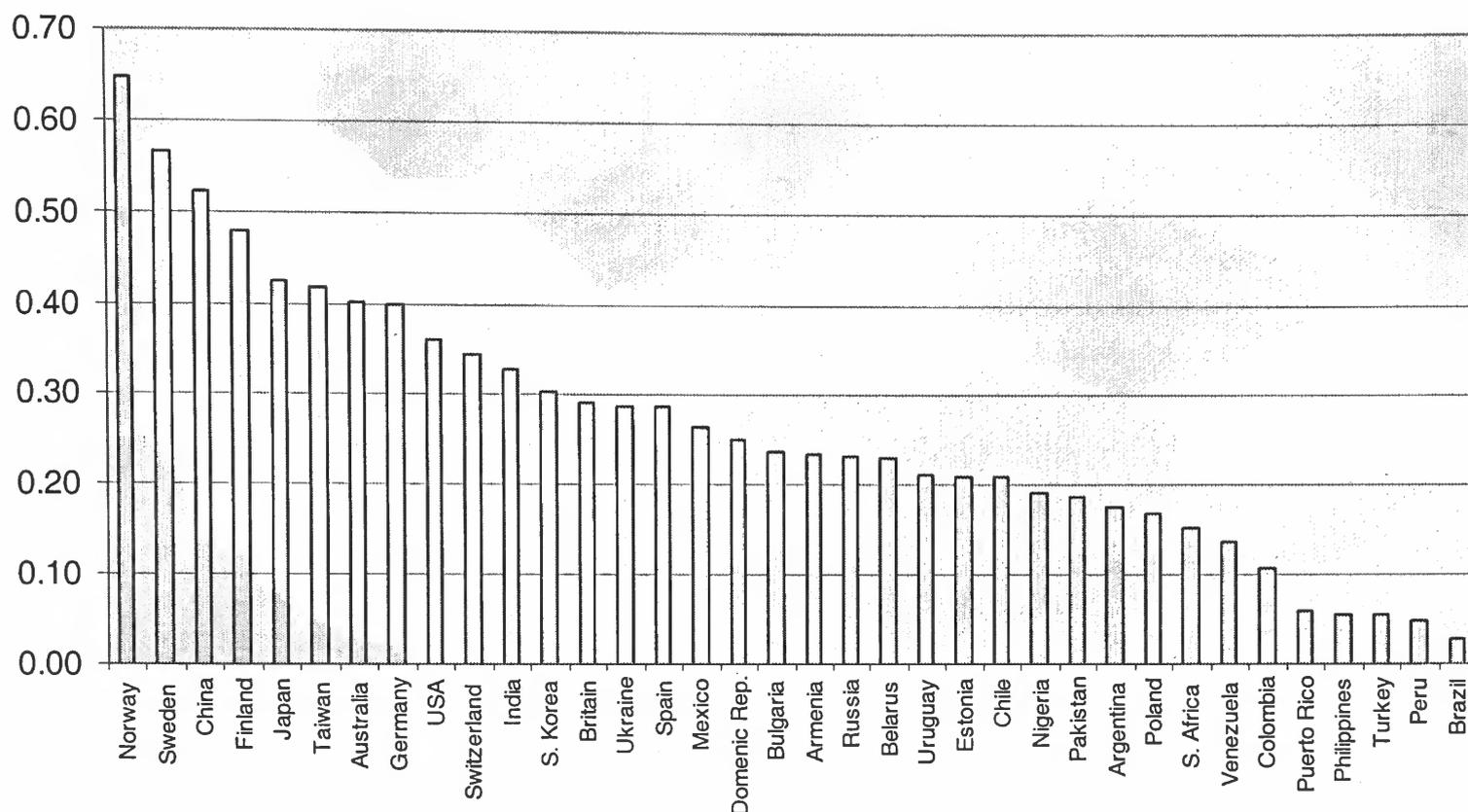
These cross-country studies tend to rely on data from questionnaires using psychometric, attitudinal scales. For instance, the World Values Survey (WVS), which is a collaborative effort among research organizations from several countries, applies the following question: "Generally speaking, would you say that most people can be trusted or that you can't be too careful in dealing with people?" The same item is also used in the General Social Survey (GSS), which is used to monitor the evolution of trust and other variables within the United States.

Given the increasing use of WVS - and GSS - like measures of trust, a critical question is whether they really measure trust or something else. Using students from Harvard University, Glaeser, Laibson, Scheinkman and Soutter (2000) addressed this question by examining whether attitudinal, questionnaire-based measures of trust are statistically correlated with behavioral ones, obtained from experimental transactions. One of their experiments, a variant of Berg, Dickhaut and McCabe's (1995) "trust game," is basically an interaction between two people. Before their actual interaction, subjects respond to a questionnaire including the WVS/GSS trust item. Then the first person, or "sender," is granted a certain amount of money and has to decide how much to send to another person, located in another room. The other person, the "recipient," receives twice the amount sent, and has to decide how much to return to the sender. Assuming that people's payoffs are solely driven by monetary concerns, the predicted outcome of this game is straightforward: the sender will anticipate that the recipient will retain all the amount received, so the sender will refrain from sending even a penny. Thus, any positive amount transferred by the sender is an indication of his or her degree of trust on the recipient, i.e., the subjective probability that the latter will return part of the amount sent.

It is reasonable to suppose that this experimental approach to measuring trust is more precise than questionnaires, which lack a concrete exchange setting and monetary incentives to provide accurate responses. Thus, we can validate the WVS/GSS trust measure by examining its correlation with the behavior of subjects in the lab. Following this idea, we replicated the Glaeser *et al.* experiment, henceforth called the "Harvard" study, using Brazilian subjects, namely students from the University of São Paulo. We obtained the exact protocols from the authors and tried to match their experiment as close as possible. Our study, however, provides two distinct contributions. First, we run the same experiment in a country that has exhibited the *lowest* level of trust according to WVS data (Figure 1). This allows for an exploratory cross-country examination by comparing our results with data from the Harvard study, while recognizing the clear limitations of such an analysis (e.g., neither Harvard students nor our subjects are representative of the overall population in each country). Second, differently from the Harvard study, we run the "trust game" within two conditions. In the Harvard study, subjects could see the person with whom they were interacting.

In our study, we also examine interactions where individuals do not see their partners – which was the approach originally used by Berg *et al.* (1995). Presumably, this should reduce error in the validation of WVS/GSS measure because it avoid signals (verbal or physical) that individuals receive when they see each other prior to their interaction.

Figure 1 – Levels of trust in selected countries



Source: World Values Survey (1995-1997).

Despite these differences, and the fact that Brazilian subjects report lower levels of trust according to the WVS/GSS scale, our experimental results are similar to the Harvard study in the condition where subjects cannot see each other. However, we also find that the effect of some attitudinal measures of trust (including the WVS/GSS scale) on subjects' behavior in experimental transactions appears to be larger when individuals cannot see each other prior to their interaction. Namely, subjects who express low trust in the questionnaire tend to behave in a trusting manner if they see their partners, and refrain from trusting them if the interaction is anonymous. Thus, since most survey-based measures of trust refer to people in general, comparing attitudinal and behavior measures of trust in a situation where subjects can see one another is problematic since they may declare to not trust other people in the questionnaire and then receive signals that induce them to behave in a trusting manner. Additionally, we find that responses to the WVS/GSS scale are statistically correlated with the amount that recipients return to senders – a result that was also obtained in the Harvard study. Therefore, validating attitudinal measures of trust within appropriate experimental conditions, we find that measures such as the WVS/GSS scale appear to have a role in explaining both trusting and trustworthy behavior.

This paper proceeds as follows. We begin by describing the experiments used to gather behavioral measures of trust. We then proceed by analyzing our data and performing some comparisons using the results of the Harvard study. Concluding remarks follow.

2 THE EXPERIMENTS

2.1 Pre-experimental phase

Our subjects were students from the University of São Paulo recruited through e-mail messages and class announcements. Most students were economics or business majors, though we tried to avoid advanced students with training in game theory.¹ In our research – henceforth called the “USP” (University of São Paulo) study – 152 students agreed to participate, but only 138 participated in the actual experiments. By comparison, 258 students agreed to participate in the Harvard study, although only 189 yielded experimental data.

When subjects signed up for the experiment, they were handed a questionnaire including demographic, social, and academic questions, besides several trust-related items. This questionnaire and our other experimental materials are translations into Portuguese (jointly performed by the authors) of the materials used in the Harvard study. To facilitate comparison, the translation of the WVS/GSS trust variable was taken from the survey used by the research organization in Brazil who has collected data for the World Values Survey. Table 1 includes a description of the key trust-related attitudinal variables used in our analyses. The experiment was conducted one week after the sign up phase (around May-June of 2003).

Table 1 – Attitudinal measures of trust and trustworthiness

Variable	Item(s)	
	English (Harvard study)	Portuguese (USP study)
WVS/GSS Trust	“Generally speaking, would you say (a) that most people can be trusted or (b) that you can’t be too careful in dealing with people?”	“De um modo geral, você diria (a) que se pode confiar nas pessoas em geral ou (b) que precisamos ter bastante cuidado quando tratamos com as outras pessoas?”
Trust Index	<ul style="list-style-type: none"> - WVS/GSS - “Would you say that most of the time people (a) try to be helpful, or (b) that they are mostly just looking out for themselves?” - “Do you think most people would try (a) to take advantage of you if they got a chance, or would they try (b) to be fair?” 	<ul style="list-style-type: none"> - WVS/GSS - “Você diria que a maioria das pessoas (a) tentam ser úteis ou (b) estão na maioria das vezes apenas olhando para si mesmas?” - “Você acha que a maioria das pessoas tentariam (a) tirar vantagens de você se elas tivessem chance ou (b) ser justas?”
Trust Behavior Index (frequency scale)	<ul style="list-style-type: none"> - “How often do you lend money to your friends?” - “How often do you lend personal possessions to your friends (e.g., CD’s, clothes, bicycle, etc....)?” - “How often do you intentionally leave your rooming group’s hallway door unlocked (when nobody is home)?” 	<ul style="list-style-type: none"> - “Com que frequência você empresta dinheiro a seus amigos?” - “Com que frequência você empresta artigos pessoais a seus amigos (ex., CD’s, roupas, bicicleta, etc....)?” - “Com que frequência você intencionalmente deixa a porta do corredor do seu quarto ou apartamento destrancada (quando ninguém está em casa)?”
Trust in Strangers (agreement scale)	<ul style="list-style-type: none"> - “These days you can’t count on strangers.” - “In dealing with strangers one is better off to be cautious until they have provided evidence that they are trustworthy.” 	<ul style="list-style-type: none"> - “Nesses dias, não se pode confiar em estranhos.” - “Ao lidar com estranhos é melhor ser cuidadoso até que eles forneçam evidências de serem confiáveis.”
Self-reported Trustworthiness (agreement scale)	“I am always trustworthy.”	“Eu sou sempre confiável.”
Honesty Index (frequency scale)	<ul style="list-style-type: none"> - “How often do you lie to your parents?” - “How often do you lie to your roommates?” - “How often do you lie to casual acquaintances?” - “How often do you lie to close friends?” - “If you have a girlfriend/boyfriend, how often do you lie to her/him?” 	<ul style="list-style-type: none"> - “Com que frequência você mente para seus pais?” - “Com que frequência você mente para os seus companheiros de quarto?” - “Com que frequência você mente para pessoas que você encontra casualmente?” - “Com que frequência você mente para amigos íntimos?” - “Com que frequência você mente para namorado/namorada.”

¹ Knowing equilibrium concepts can bias the results towards the less cooperative outcome where no amount will be transferred from senders to recipients. (Frank, Gilovich and Regan, 1993).

2.2 The trust game

In the “trust game”,² a person (sender) is given a certain amount of money, which can be totally or partially transferred to another person (recipient), located in a different room. In the Harvard study, senders received US\$ 15. Given the high volatility of the Brazilian currency (real, R\$) by the time of our experiment, it was difficult to define an exchange rate, adjusted for purchasing power, that would enable cross-country comparison of results (e.g. Roth, Prasnikar, Okuno-Fujiwara and Zamir, 1991). We decided to choose an exchange rate of 2 because it roughly guaranteed that the amount of money received by senders could buy similar goods valued by students. Thus, US\$ 15 and R\$ 30 could equally buy one music CD in the USA and Brazil respectively by the time each experiment was carried out.

The trust game can be described as follows. The sender is given R\$ 30 and chooses to send to the recipient the total amount, a fraction of that amount, or nothing. The amount sent is doubled and informed to the recipient, which then gets to choose an amount to be returned. The amount returned can be either the total (doubled) amount that came from the sender, a fraction of this amount, or zero. After the recipient’s decision, the sender then receives a monetary payoff equal to \$30 minus the amount sent to the recipient, plus the amount returned. The recipient, in turn, receives twice the amount sent minus the amount returned to the sender. Supposing that subjects’ behavior is driven only by monetary considerations, the predicted outcome (subgame perfect equilibrium) of this game is simple. Since the recipient’s payoff is decreasing with the amount that is returned to the sender, the recipient will choose to return zero. Anticipating this, the sender will choose to send zero as well. Therefore, any positive amount that the sender decides to transfer to the recipient is a (behavioral) measure of the sender’s trust, and any positive amount that the recipient decides to return to the sender is a measure of the recipient’s trustworthiness.

Following the Harvard study, we implement a “blind” procedure where experimenters are not allowed to know the decisions of subjects. Namely, in each step of the game subjects write their decisions on a record sheet, placing it in an envelope with an anonymous code that they had previously chosen. Experimenters do not know the mapping of codes onto subjects’ actual names. However, the Harvard study was conducted in such a way that senders knew the identity of recipients and vice-versa – a condition we henceforth refer to as **face-to-face**, because Harvard subjects who were paired with one another had an opportunity to see one another prior to their experimental transaction. Namely, they were handed a “social connection” questionnaire asking, among other things, the number of personal acquaintances they had in common. Then subjects were separated into two different rooms: one with subjects playing the role of senders, and the other with subjects playing the role of recipients.

We randomly assigned half the subjects to these exact experimental conditions, and half the subjects to another condition involving a “double-blind” procedure originally adopted by Berg, Dickhaut and McCabe (1995). The double-blind procedure guarantees that experimenters *and* participants do not know the actual identity of each other – a condition we henceforth refer to as **anonymous**. Thus, subjects were randomly assigned to the role of sender or recipient as they arrived for the experiment and were sent to separate rooms, without ever seeing their partners.³ In our view, this procedure is more appropriate to validate attitudinal, questionnaire-based measures

2 As in the Harvard study, the trust game is referred to as “the transfer game” in the instructions for participants.

3 In the Berg-Dickhaut-McCabe experiment, any amount transferred from senders to recipients was *tripled* rather than doubled. Glaeser *et al.* (2000) justify their choice of doubling the money as a way to compensate for subjects’ higher incentives to cooperate given that they knew each other. However, this reduces the propensity of senders to transfer money because they will not have much to gain from it. Although we would have preferred to triple the amount sent, we chose to double the amount to carry out comparisons to the Harvard study.

of trust using behavioral data. This is because, upon seeing each other, individuals receive signals that likely influence their subsequent decisions in the experiment. For instance, senders may judge recipients' trustworthiness based on "cheap talk" or physical characteristics (Frank, 1988) in a way that is not controlled by the experimental procedure. Also, subjects may make use of informal retaliation strategies that are unobserved by the experiments: for instance, recipients may be more reluctant to defect if they perceive that senders will apply personal sanctions after the experiment is concluded. As a consequence, senders who declare themselves as trusting in the WVS/GSS scale may behave differently after interacting face-to-face with recipients. Our study, which encompasses both known and unknown partners, potentially controls for this effect.

Another feature of the Harvard study, which is also present in our study, is that half the recipients were given an opportunity to send a promise to the sender, as follows. Prior to the decisions in the trust game, randomly chosen recipients received a sheet where they could choose between two options: (a) making a promise to repay the sender at least as much as what the sender transferred, or (b) making no promise. Recipients were told that the promise was non-binding, and that no other additional message would be allowed. Then senders proceeded with their decisions.

2.3 Envelope drop

After the end of the trust game, subjects had the option to volunteer for an additional experiment, the "envelope drop," which provided us with an additional measure of trust. In the experiment, subjects had to answer individually a series of questions asking whether they would accept an envelope with their address and containing R\$ 20, which should be dropped by experimenters in a public place within certain pre-specified conditions, or a lower amount of money for sure, in cash.

Subjects filled out 15 tables with 9 lines each. Lines varied the amount of money for sure that subjects could possibly receive (from R\$ 2 to R\$ 18). Presumably, subjects with a lower degree of trust (in the experimenters, in the pedestrians who might make an effort to return the envelope, and in the mail service) should choose lower levels of money for sure instead of the R\$ 20 envelope. Thus, the lowest amount of money that subjects agree to trade for the envelope drop, referred to as their **reservation value**, is an additional indication of their level of trust. Tables, in turn, varied drop conditions: location where the envelope will be dropped, period (day or night), whether the envelope will be sealed and stamped, etc. We tried to match the locations chosen in the Harvard study as close as possible, according to their key characteristics.⁴ As in the Harvard study, we averaged subjects' reservation values across the 15 tables.

To create incentives for truthful responses, for each individual we randomly drew a number from 1 to 9 and another number from 1 to 15, corresponding to a particular line and table of the questionnaire respectively. Depending on the student's choice in that table and line, we ended up either dropping the envelope a couple of weeks later (according to the conditions specified in the table) or providing the student with the corresponding cash. About a month later, we contacted the subjects whose envelope was dropped to verify whether they actually received the envelope or not.

⁴ For instance, a possible location for the envelope drop in the Harvard study was Harvard Square, which is a central place at Harvard University with an intense traffic of people. At the University of São Paulo, a similarly central location with heavy traffic is the place where banks and ATM machines are clustered.

3 RESULTS AND DISCUSSION

3.1 Overview

Table 2 provides a summary of comparative results including both our study and the experiment at Harvard. Only 21,7% of the Brazilian students say that they trust other people, which is significantly lower ($p < 0.01$) than the level reported in the Harvard experiment (42,6%). This difference is consistent with the results from the WVS applied to a larger sample of individuals from both countries (Figure 1), though our Brazilian students apparently show a higher level of self-reported trust than the larger Brazilian sample used in the WVS.

Perhaps not surprising, the amount sent by students in the USP study is significantly higher ($p < 0.01$) in the face-to-face treatment (\$25.71 on average), where subjects knew their partners, than in the anonymous procedure where no such information was available (\$16.88 on average). (We report throughout our results in Brazilian currency, doubling the dollar values from the Harvard study, according to our chosen exchange rate). Through face-to-face interactions, senders can apparently get signals that might increase their trust in particular “types” of recipients, or implicitly make use of informal enforcement mechanisms (e.g., some personal retaliation against a recipient who defected, when they meet again after the experiment). Results presented in the table also indicates that the face-to-face and anonymous treatments do not significantly differ in terms of the trust-related variables WVS/GSS and MRV, thus suggesting that possible differences in observed behavior across these treatments are not merely a result of differences in subjects’ intrinsic propensity to trust. Also, the amount returned by recipients is significantly lower in the anonymous treatment ($p < 0.01$), thus suggesting that some recipients in the face-to-face condition may refrain from acting opportunistically fearing that senders will apply some form of personal retaliation when they meet again after the experiment ends.

Table 2 – Descriptive statistics

	Harvard Study	USP Study (Brazil)		
	(US)	All Treatments	Anonymous	Face-to-face
WVS/GSS (% who affirm to trust others)	42.6 (3.5)	21.7 (3.4)	17.6 (4.6)	23.2 (5.1)
Average amount sent	\$24.80 (9.08)	\$21.36 (10.60)	\$16.88 (10.80)	\$25.71 (8.51)
% who sent the maximum value possible (\$30)	0.71	0.55	0.32	0.77
Average amount returned	\$24.60 (-)	\$19.74 (16.47)	\$13.47 (12.72)	\$25.83 (17.60)
Ratio of the amount returned to the amount sent		0.42 (0.27)	0.34 (0.18)	0.49 (0.31)
Average of mean reservation value (MRV)		\$9.13 (4.55)	\$9.67 (4.63)	\$8.61 (4.44)

Note: Standard deviations are in parenthesis. Monetary values of the Harvard study were doubled to allow for comparisons to the results of the USP study.

Since Harvard subjects could see each other prior to their interaction, it is more appropriate to compare their results with our results from the face-to-face treatment. Although Brazilian subjects significantly self-report lower levels of trust than students from Harvard, the average amount sent is roughly 80% of the amount initially received by the participants, which is not significantly different from the amount sent by participants in the Harvard study. Likewise, the percentage of participants who sent the maximum amount allowed (\$30) is about the same for the two distinct experiments (71% for the Harvard study and 77% for our study). The average amount returned by Brazilian students in the face-to-face condition (\$25.83) is also very close to the amount returned by Harvard subjects (\$24.60). Thus, we do not have evidence that the Harvard subjects and the USP students assigned to the face-to-face treatment differ in terms of their behavioral propensity to trust or be trustworthy, although they do differ in their attitudinal responses to the WVS/GSS scale.

3.2 Determinants of the amount sent

We next consider the effect of alternative measures of trust on the amount of money sent (Table 3). All regressions include several controls, some of which were also used in the Harvard study: the day when the experiment was conducted (a dummy variable coded 1 if the experiment was conducted in the second day, since sessions were conducted on two different days); the type of treatment (a dummy variable coded 1 if subjects are assigned to the anonymous treatment); the gender composition of the pair (a dummy variable coded 1 if partners are of the same sex); an indicator for cases where senders made a promise to recipients when they were allowed to do so; an indicator for cases where senders were not allowed to make any promise; and several demographic indicators such as gender (dummy coded 1 if subject is male), race (dummy coded 1 if subject is white), academic status (dummy coded 1 if student is a freshman), and an indicator for whether the student is only child or not.

We first focus on the effect of the attitudinal measures of trust. To examine our conjecture that the relationship between attitudinal and behavioral trust should vary depending on whether individuals can see each other or not, we include in the regressions both the main effect of each attitudinal measure and its interaction with the dummy variable coding the anonymous treatment. The main effect of the experimental treatments is as expected: when senders do not know their recipients, they send a lower amount of money than in the face-to-face treatment ($p < 0.05$ and $p < 0.10$ in model (3)). As for the interactions, our previous discussion implies that we should expect a stronger (positive) effect of attitudinal measures in the anonymous condition than in the condition where individuals can meet face-to-face.

Contrary to the results reported by Glaeser *et al.*, the regression models presented in Table 3 show moderately significant effects ($p < 0.10$) for two attitudinal measures of trust, as well as their interactions: WVS/GSS Trust and the Trust Behavior Index (see Table 1 for an explanation of these variables). These interactions, in particular, support our conjecture that the effect of attitudinal measures of trust on actual trusting behavior should be larger in the anonymous treatment. This result is a unique feature of our study, because we validate attitudinal measures of trust within two distinct experimental settings, and show that this distinction matters. Apparently, subjects behave in a way that it is different from what they expressed in questionnaire scales if they have an opportunity to see each other prior to their experimental interaction. Subjects can either act upon signals they would receive after meeting their partners in person, or make use of post-experimental retaliation strategies that are unobserved to the experimenter. Since most survey-based measures of trust refer to people in general, the absence of confounding effects in the anonymous condition provides a more accurate assessment of the effect of attitudinal measures of trust on subjects' trust-

ing behavior. The other trust measures (Trust Index and Trust in Strangers), as well as the Mean Reservation Value (obtained in the envelope drop experiment), show no significant relationship with the amount of money sent by subjects.

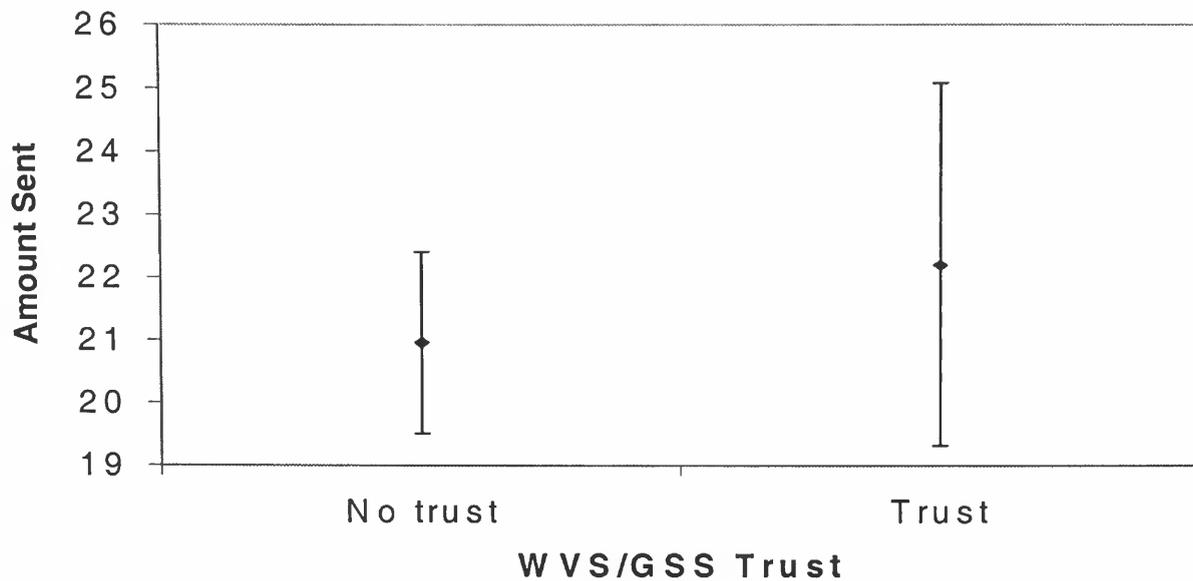
Table 3 – Determinants of the amount sent

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constant	21,886** (5,632)	20,889** (5,825)	21,173** (7,932)	20,136** (5,686)	20,545** (7,476)
Day	6,575** (2,663)	7,421** (2,591)	6,606** (2,729)	6,887** (2,768)	6,955** (2,597)
Anonymous	-12,324** (3,227)	-9,505** (3,255)	-12,947* (6,919)	-11,410** (2,996)	-18,310** (5,782)
Pair Is of the Same Sex	-2,833 (2,969)	-3,639 (2,776)	-3,377 (3,102)	-3,854 (2,850)	-2,704 (2,699)
Made Promise	4,775 (3,304)	4,649 (3,709)	4,095 (3,486)	6,668** (3,145)	5,291 (3,874)
Couldn't Make Promise	3,166 (2,713)	1,524 (3,147)	1,230 (2,742)	5,477* (3,240)	2,536 (3,840)
Man	4,071 (2,439)	4,651** (2,283)	4,317* (2,322)	5,431** (2,499)	3,817* (2,249)
White	-0,874 (2,295)	-1,341 (2,411)	-1,649 (2,367)	-2,929 (2,384)	-0,435 (2,098)
Freshman	-7,750** (3,586)	-7,113* (3,708)	-5,403 (3,269)	-6,214* (3,393)	-4,800 (3,404)
Only Child	0,160 (2,164)	0,129 (2,261)	0,140 (2,735)	0,846 (2,431)	1,240 (2,754)
WVS/GSS Trust	-6,830* (3,927)				
WVS/GSS Trust×Anonymous	10,570* (5,813)				
Trust Index		-1.141 (0,811)			
Trust Index×Anonymous		1,620 (1,173)			
Trust in Strangers			0.937 (5,308)		
Trust in Strangers×Anonymous			3,970 (7,032)		
Trust Behavior Index				-1,288* (0,676)	
Trust Behavior Index×Anonymous				2,372* (1,254)	
Mean Reservation Value (MRV)					-0,162 (0,511)
MRV×Anonymous					0,912 (0,574)
Adjusted R ²	0.291	0.307	0.266	0.284	0.331
N	61	60	61	61	61

Note: OLS estimates. White-corrected standard errors are in parenthesis. ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

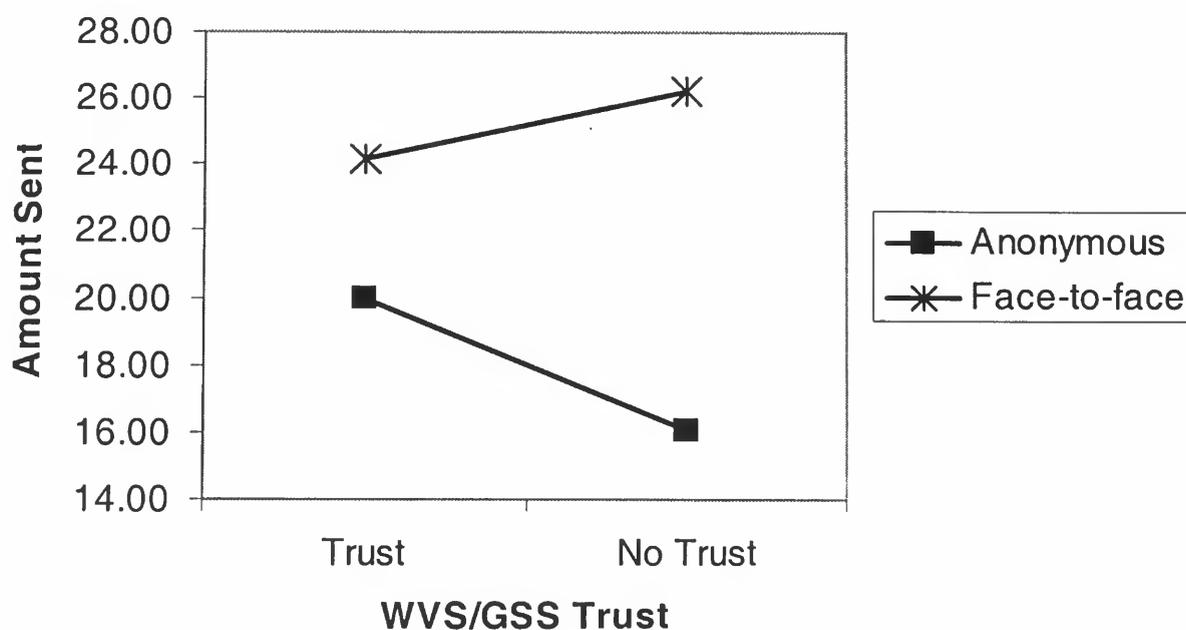
Figures 2 and 3 depict the effects discussed above. Figure 2 shows the relationship between the average amount sent by participants who declare to be non-trusting and the participants who declare the opposite. The difference between the average amount of money sent by subjects within each group is insignificant. Different results appear, however, when we analyze this effect according to our experimental conditions.

Figure 2 – Amount sent according to senders' attitudinal level of trust (95% confidence interval)



As shown in Figure 3, subjects who declare to be non-trusting send significantly less money in the anonymous condition than in the condition where they partners can meet face-to-face ($p < 0.05$). For subjects who declare to trust other people, the difference is insignificant. Apparently, senders who express low trust in the questionnaire tend to behave in a trusting manner if they see their recipients, and refrain from trusting them if the interaction is anonymous.

Figure 3 – Amount sent according to senders' attitudinal level of trust and experimental conditions



We now briefly discuss other significant variables included in the regressions. Subjects who participated in the second day of the experiment were also, for some reason, more trusting ($p < 0.05$). Some demographic variables, notably Freshman and Man, are significant in some models. Models (1), (2) and (4) shows that subjects who just enrolled the university (Freshman equal to 1) send lower amounts to recipients, suggesting that students possibly increase their degree of trust as they evolve in their academic program. The variable Man is significant in all models except model (1), indicating that male subjects appear to have higher propensity to trust. The variables related to the recipient's promise show no significant effect across models, except in model (4). While this result is apparently inconsistent with previous experimental results showing that non-binding promises matter (e.g. Malhotra and Murnighan, 2002), it is not so surprising in our context because recipients' promises were not enforced in any way.

3.3 Determinants of the amount returned

Our next set of results explores the behavior of recipients, employing the ratio of the amount returned to the amount received as a dependent variable (Table 4). As discussed before, we expect that recipients who are known by senders should increase their amount returned fearing that the latter will employ personal sanctions when they meet again after the experiment is concluded. Although simple mean comparisons show significant differences across treatments (Table 2), regressions in Table 4 provide no firm evidence that the ratio is significantly higher when subjects know each other: the variable Anonymous is only significant ($p < 0.05$) in model specification (2), being marginally significant ($p < 0.10$) in model (1). Apparently, anonymous interaction decreases trust but has a weaker effect on trustworthy behavior after we control for some personal characteristics of recipients.

Results from Table 4 also show that recipients who promise to return at least as much as what their partners send significantly return more money ($p < 0.05$). Notice, however, that the dummy variable coded 1 for recipients who could not make any promise is significant as well ($p < 0.05$), and with a coefficient of similar magnitude. This is because the reference group in this case is the set of recipients who had an opportunity to make a promise and chose not to do so; those individuals significantly return less money. Thus, only individuals who refuse to make any promise in fact "stick to their word." Promises are apparently interpreted by recipients as strictly non-binding and hence have no relationship with their subsequent behavior. Demographic variables, as well as the dummy variable coding the day when the session was conducted, do not significantly explain recipients' choices.

The amount sent by the player "sender" is significantly positive ($p < 0.05$) in all cases except in the regression specification (3), where it is marginally significant ($p < 0.10$). This result indicates that the higher the amount of money sent, the higher the amount returned, thus suggesting that subjects are driven by reciprocity concerns: a recipient who is granted trust is inclined to honor the sender's trust. (Berg *et al.*, 1995).

Concerning our measures of trust, we find that the GSS/WVS Trust and the Trust Index significantly affect the amount returned by recipients ($p < 0.05$). Thus, a person who declares to trust other people returns a more money than a person who declares otherwise (see Figure 4). This result is aligned with the Harvard study: attitudinal measures of trust also appear to predict trustworthiness. Namely, recipients who declare to be more trusting are actually more inclined to honor the sender's trust. Apparently, subjects use their own propensity to be trustworthy when judging the propensity of others. It is interesting to note, however, that the attitudinal measures of trustwor-

thiness – Self-reported Trustworthiness and Honesty Index (see Table 1) – are insignificant, thus indicating that, in our context, these measures are poor predictors of subjects' trustworthy behavior.

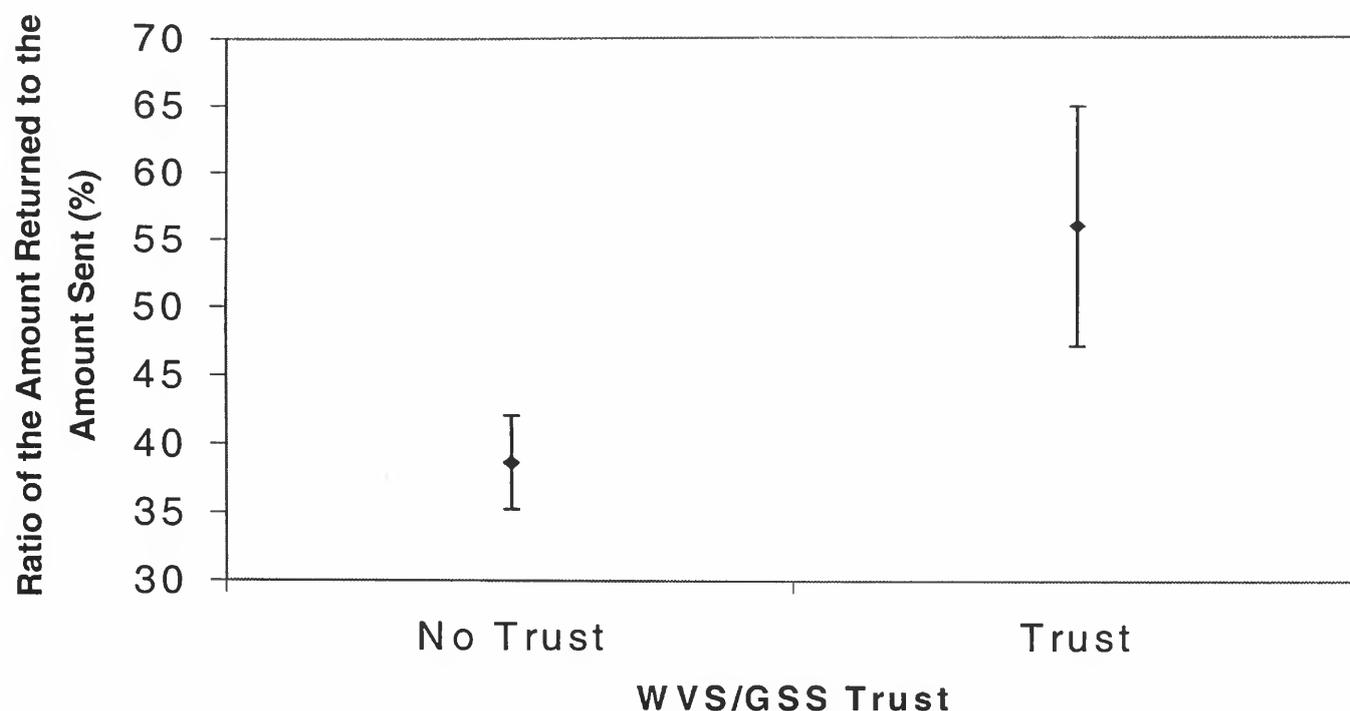
Table 4 – Determinants of the ratio of the amount returned to the amount received

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	0,035 (0.174)	0,101 (0.182)	0.258 (0.316)	-0.250 (0.224)
Day	-0.046 (0.074)	-0.014 (0.080)	-0.028 (0.078)	0.029 (0.089)
Anonymous	-0.164* (0.090)	-0.192** (0.091)	-0.135 (0.095)	0.141 (0.092)
Pair Is of the Same Sex	-0.087 (0.093)	-0.122 (0.097)	-0.048 (0.098)	-0.034 (0.098)
Made Promise	0.241** (0.112)	0.251** (0.113)	0.255** (0.119)	0.367** (0.142)
Couldn't Make Promise	0.249** (0.106)	0.236** (0.108)	0.245** (0.113)	0.388** (0.132)
Man	0.045 (0.078)	0.037 (0.080)	0.021 (0.083)	0.094 (0.089)
White	-0.002 (0.081)	0.014 (0.086)	0.030 (0.086)	0.047 (0.089)
Freshman	0.146 (0.091)	0.127 (0.090)	0.068 (0.092)	0.108 (0.090)
Only Child	0.068 (0.127)	0.052 (0.126)	0.058 (0.136)	0.069 (0.126)
Amount Sent	0.010** (0.005)	0.010** (0.005)	0.010* (0.005)	0.012** (0.006)
WVS/GSS Trust	0.224** (0.087)			
Trust Index		0.047** (0.016)		
Self-reported Trustworthiness			-0.041 (0.046)	
Honesty Index				0.026 (0.037)
Adjusted R^2	0.245	0.269	0.143	0.250
N	55	53	55	48

Note: OLS estimates. White-corrected standard errors are in parenthesis.

** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Figure 4 – Ratio of the amount returned to the amount sent, according to recipients' attitudinal level of trust (95% confidence interval)



3.4 Envelope drop results

Regressions in Table 5 examine the effect of subjects' personal characteristics on their mean reservation value (MRV) in the envelope drop experiment. Although most variables are insignificant across alternative model specifications, the indicator variable for white subjects shows a negative and significant impact on the mean reservation in some regressions ($p < 0.05$). Thus, white subjects appear to be less trusting: they are willing to trade the \$20 envelope for lower amounts of money for sure than other subjects.

Some attitudinal scales have some role in predicting subjects' MRV in the envelope drop experiment, although with marginal significance ($p < 0.10$). Thus, the WVS/GSS trust measure is positively associated with MRV, as well as a variable called Pro-transfer (also used in the Harvard study), which measures subjects' propensity to favor redistribution to the poor.⁵ A possible explanation for the role of this variable in explaining subjects' MRV is that "dropping the envelope itself is seen as an act of charity" (Glaeser *et al.*, 2000, p. 829), thus increasing the willingness of individuals with redistribution concerns to accept the envelope.

5 Measured according to the following agreement scale: "Personal income shouldn't be determined by work".

Table 5 – Determinants of the mean reservation value (MRV)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constant	9.830** (1.032)	10.347** (1.086)	10.661** (1.324)	10.089** (1.042)	7.830** (1.596)
Man	0.826 (0.921)	0.743 (0.969)	0.923 (0.934)	1.032 (0.946)	1.083 (0.941)
White	-2.328** (0.977)	-2.241** (1.042)	-2.247** (0.989)	-2.197** (0.995)	-2.553** (1.011)
Freshman	0.255 (1.070)	0.035 (1.111)	-0.105 (1.081)	-0.112 (1.111)	0.127 (1.114)
Only Child	0.904 (1.923)	0.811 (1.968)	0.968 (1.967)	0.688 (1.981)	0.469 (1.971)
WVS/GSS Trust	2.003* (1.038)				
Trust Index		0.275 (0.197)			
Trust in Strangers			-0.646 (0.979)		
Trust Behavior Index				-0.067 (0.220)	-0.018 (0.221)
Pro-transfer					0.891* (0.482)
Adjusted R^2	0.037	0.021	0.009	0.006	0.026
N	121	117	121	121	120

Note: OLS estimates. White-corrected standard errors are in parenthesis.

** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

One interesting fact from the envelope drop experiment is that, about a month after the completion of the experiment, we contacted by phone all participants whose envelope was dropped. We asked them whether they received the envelopes. All subjects reported that they did not receive the envelope. On the one hand, this may mean that Brazilians' apparent disbelief in the trustworthiness of others is warranted. On the other hand, the Brazilian Post Service has a rule that prohibits sending cash by mail, even though we used opaque envelopes. Unfortunately, we cannot ascertain the precise cause of why most subjects have not received their envelopes.

4 CONCLUDING REMARKS

Attitudinal measures of trust, such as the WVS/GSS scale, have been shown to be correlated with important country-level variables reflecting economic and institutional development (e.g. Knack and Keefer, 1997; La Porta *et al.*, 1997; Zak and Knack, 2001). An important research agenda, in this sense, is to assess what exactly those scales measure. Following the idea advanced by Glaeser *et al.* (2000), we provide in this study a validation of attitudinal measures of trust based on

behavior measures of trust obtained from experimental sessions involving monetary transfers in the context of a “trust game”. (Berg *et al.*, 1995).

Although the overall thrust of our study is not strictly new, our test differs from Glaeser’s *et al.* in two important ways. First, we examine whether attitudinal measures of trust explain trusting behavior not only when interacting individuals can see each other (the design employed by Glaeser *et al.*), but also when they cannot see each other. In the first case, responses may be affected by signals and social interactions (unobserved to the experimenters) that may attenuate the correlation between attitudinal and behavior measures of trust. Supporting this conjecture, we find that the effect of attitudinal measures of trust on subject’s trusting behavior vary according to the social context involved in the experiment. Namely, the association between subjects’ trusting attitudes and their actual behavior in the experiment appears to be larger when paired subjects cannot see each other prior to their interaction.⁶ Additionally, in line with the Glaeser *et al.* study, we also find that attitudinal measures of trust explain trustworthy behavior: individuals who affirm to be more trusting are actually less inclined to act opportunistically.

Second, we run experiments in a country that has systematically exhibited the lowest level of trust according to the WVS/GSS measure: Brazil (see Figure 1). Since we tried to replicate Glaeser’s *et al.* protocols as close as possible, we are able to perform an exploratory cross-country comparison between Brazil (our study) and the United States – having in mind that this kind of comparison has clear limitations.⁷ Although Brazilian subjects report significantly lower levels of trust than American subjects according to the WVS/GSS scale, their experimental responses do not significantly differ in terms of both the amount sent and the amount returned by recipients. We note, however, that the Glaeser *et al.* experiment involved only face-to-face interactions. Our finding that the relationship between the WVS/GSS scale and subjects’ behavior varies across our experimental treatments suggests that this conclusion would probably be different if the comparison were carried out in settings involving anonymous interaction. Future research should attempt to perform such comparisons using different experiment conditions.

A natural question is whether the very low level of self-reported trust in Brazil according to the World Values Survey (Figure 1) really means that Brazilians are non-trusting citizens. Our study indicates that Brazilians may be not only less inclined to trust (given the results of the experiment in the anonymous condition), but also less inclined to act in a trustworthy manner. Apparently, subjects use their own propensity to act in an opportunistic manner when judging the propensity of others. What then can account for the low levels of trust and trustworthiness in Brazil?

A possible explanation is that, when answering whether they “trust” or not people in general, respondents may simply be expressing their perception of the institutional environment of the country leading to more or less cooperation. In fact, the inefficiency of the Brazilian law system is well documented (e.g. Stone, Levy and Paredes, 1996). There is also evidence that Brazilians express negative attitudes regarding their judicial system. (Pinheiro, 2001). This explanation is consistent with Zak and Knack’s (2001) finding that the WVS/GSS trust measure is positively correlated with several measures of the strength of formal enforcement institutions, thereby suggesting that institutional efforts to reform the judicial system in Brazil might have sizable payoffs. Increasing the effectiveness of the legal sector should reduce the perception of contractual hazards, which should prompt trust, and increase the likelihood of contractual enforcement, which should promote trustworthiness. A reduction in transaction costs should follow, causing a spur in econom-

6 In an independent study, Bellemare and Kröger (2003) also evaluate the relationship between attitudinal and behavioral measures of trust and find a significant and positive correlation.

7 For instance, neither Harvard students nor our subjects are representative of the overall population in each country. Also, we have not controlled for “experimenter effects,” as cross-country differences may be due, in part, to different operational procedures and personal characteristics of researchers who implemented the experiment in each country. (Roth *et al.*, 1991).

ic activity. (De Soto, 2002). Credit markets, for instance, are heavily dependent on the ability of lenders to secure future payment; the supply of credit is, therefore, an act of trust. Initiatives in Brazil to increase lender protection (such as in the event of firm bankruptcy) are, therefore, welcome.

Another possible explanation is based on cultural issues. Thus, when answering whether they trust "people in general," respondents may provide assessments based on stereotypes of the Brazilian culture such as the "malandro": a person who is supposed to achieve social status solely by acting in his or her self-interest. (DaMatta, 1991). This explanation, however, has two sorts of problems. First, the emergence of such stereotypes may be, in part, due to the lack of strong formal institutions that penalize cheating. It is difficult to ascertain whether low trust is due to country-specific values and norms, or simply due to weak law enforcement. Second, and perhaps more importantly, the policy implications of such explanation are difficult to ascertain. Changing culture and social norms is particularly difficult because such informal institutions are typically path-dependent, that is, they slowly evolve over time and are heavily influenced by initial conditions (e.g. North, 1990). Restoring trust in Brazil may require, in practice, improvements in formal enforcement mechanisms (e.g. Zucker, 1986; De Soto, 2002).

We stress, however, that our study has important limitations. As is customary in controlled experiments, the sample size is small and not representative of the populations under consideration. Our validation of attitudinal measures of trust does not take into account heterogeneity in terms of income, education, and region. A possible way to deal with this problem in future studies is to carry out more representative samples, possibly mixing experimental with survey-based techniques (e.g. Bellemare and Kröger, 2003). Also, the comparisons between our study and the Glaeser *et al.* study in the United States are certainly limited by differences in experimental conditions and sample characteristics, even though we tried to replicate their experiment as close as possible. Future comparative studies should control for the different experimental conditions that might occur in the distinct countries where subjects are being recruited (e.g. Roth *et al.*, 1991). More studies along the lines of validating attitudinal measures of trust and other social variables of economic interest, using larger samples and refining the methods to promote cross-country comparisons, are certainly needed.

REFERENCES

- Arrow, K. J. *The limits of organization*. New York: W. W. Norton & Company, 1974.
- Bellemare, C.; Kröger, S. On representative trust. *Working paper*, 2003.
- Berg, J.; Dickhaut, J.; McCabe, K. A. Trust, reciprocity, and social history. *Games and Economic Behavior* 10, p. 122-142, 1995.
- DaMatta, R. *Carnivals, rogues, and heroes: an interpretation of the Brazilian dilemma*. Notre Dame, University of Notre Dame Press, 1991.
- Dasgupta, P. Trust as commodity. In: Gambetta, D., *Trust: making and breaking cooperative relations*. New York: Basil Blackwell, 1988, p. 49-72.
- De Soto, H. *The other path: the economic answer to terrorism*. Basic Books, 2002.
- Frank, R. H. *Passions within reason: the strategic role of emotions*. New York: W. W. Norton & Company, 1988.
- Frank, R. H.; Gilovich, T.; Regan, D. T. Does studying economics inhibit cooperation? *Journal of Economic Perspectives*, v. 7, n. 2, p. 159-171, 1993.

- Gambetta, D. Can we trust trust? *In*: Gambetta, D., *Trust: making and breaking cooperative relations*. Oxford: Basil Blackwell, 1988, p. 213-237.
- Glaeser, E. L.; Laibson, D. I.; Scheinkman, J. A.; Soutter, C. L. Measuring trust. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 115, n. 3, p. 811-846, 2000.
- Knack, S.; Keefer, P. Does social capital have an economic payoff? A cross-country examination. *Quarterly Journal of Economics* 112, p. 1251-1288, 1997.
- La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F.; Shleifer, A.; Vishny, R. W. Trust in large organizations. *AEA Papers and Proceedings*, v. 87, n. 2, p. 333-338, 1997.
- Malhotra, D.; Murnighan, J. K. The effects of contracts on interpersonal trust. *Working paper*, 2002.
- North, D. C. *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- Paxton, P. Social capital and democracy: an interdependent relationship. *American Sociological Review* 67, p. 254-277, 2002.
- Pinheiro, A. C. Economia e justiça: conceitos e evidência empírica. *Estudo IFB*. São Paulo, 2001.
- Putnam, R. D. *Making democracy work: civic traditions in modern Italy*. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- Roth, A. E.; Prasnikar, V.; Okuno-Fujiwara, M.; Zamir, S. Bargaining and market behavior in Jerusalem, Ljubljana, Pittsburgh, and Tokyo: an experimental study. *The American Economic Review*, v. 81, n. 5, p. 1068-1095, 1991.
- Stone, A.; Levy, B.; Paredes, R. Public institutions and private transactions: a comparative analysis of legal and regulatory environment for business transactions in Brazil and Chile. *In*: Alston, L. J.; Eggertsson, T.; North, D. C., *Empirical studies in institutional change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1996, p. 95-128.
- Zak, P. J.; Knack, S. Trust and growth. *Economic Journal* 111, p. 295-321, 2001.
- Zucker, L. G. Production of trust: institutional sources of economic structure, 1840-1920. *Research in Organizational Behavior* 8, p. 53-111, 1986.

A TAXA DE JUROS DE EQUILÍBRIO: UMA ABORDAGEM MÚLTIPLA

Pedro Calhman de Miranda[§]
Marcelo Kfoury Muinhos[§]

RESUMO

O objetivo desse trabalho é estimar a taxa de juros de equilíbrio para o Brasil utilizando o maior número possível de métodos diferentes, com vistas a utilizar toda a informação disponível sobre esse tópico. Os métodos examinados incluem: taxas médias históricas, modelos estruturais, juros de longo prazo da economia, e câmbio. Independentemente do método escolhido, as taxas de juros de equilíbrio para o Brasil apresentam resultados elevados em relação aos encontrados para o resto do mundo. Além disso, foi estimado um painel com 13 países emergentes tentando relacionar o risco soberano da dívida com a taxa de juros praticada por estes países. Uma subamostra, contendo somente os países latino-americanos é apresentada para se verificar se as altas taxas de juros são um fenômeno regional ou abrange todos os países emergentes.

Palavras-chave: taxa real de juros, prêmio de risco, taxa de câmbio nominal.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to estimate the equilibrium real interest rate for Brazil using different approaches, in order to incorporate all the available information on the topic. The methods used are: historical interest rates, structural models, a long-run growth model, and through the exchange rate. For all these methods, the estimated equilibrium rates for Brazil were high relative to those found for the rest of the world. Also, a panel with 13 countries was estimated to examine the relationship between interest rates and the sovereign risk premium. A sub-panel of Latin-American countries was also examined.

Key words: taxa de juros real de equilíbrio, prêmio de risco, hiato do produto.

JEL classification: E43, F34.

* Gostaríamos de agradecer as estimações dos painéis feitas por Flávia Mourão Graminho. As idéias contidas no texto representam o ponto de vista dos autores, não refletindo a visão do Banco Central ou a de seus membros.

§ Departamento de Pesquisas, Banco Central do Brasil. E-mails: pmiranda@stanford.edu e marcelo.muinhos@bcb.gov.br.
Recebido em maio de 2003. Aceito em julho de 2004.

1 INTRODUÇÃO

Para a condução da política monetária com o instrumento da taxa de juros é desejável saber se as taxas que estão sendo praticadas ou propostas estão, no médio prazo, acima ou abaixo da taxa de juros de “equilíbrio” da economia, definida como a taxa compatível com a economia no seu produto potencial (hiato do produto zero). As altas taxas de juros praticadas no Brasil desde 1991 (veja na Tabela 2 da seção 4) são um desafio à política macroeconômica e precisam ser explicadas. Alguns analistas justificam que o alto endividamento do setor público faz com que os agentes exijam um alto prêmio para financiar o governo. Também se suspeita que, com a insuficiência crônica de poupança doméstica, há necessidade de se estimular, com taxas de juros mais atrativas, tanto os agentes domésticos como os externos a investirem no País. O modo mais direto de calcular a taxa de equilíbrio é utilizando a equação IS¹ do modelo estrutural da economia. Porém, se a economia estiver em um período de transição para um novo regime monetário e cambial, as estimativas feitas com base em dados de períodos anteriores podem não ser corretas.

O objetivo deste trabalho é explorar o maior número possível de métodos para estimar a taxa de juros de equilíbrio, com vistas a utilizar toda a informação disponível sobre esse tópico. Os métodos examinados incluem: taxas médias históricas, modelos estruturais, juros de longo prazo da economia, e câmbio. Além disso, foi estimado um painel com 13 países emergentes numa tentativa de relacionar o risco soberano da dívida com a taxa de juros praticada por estes países. Uma subamostra contendo apenas os países latino-americanos é apresentada para se verificar se as altas taxas de juros são um fenômeno regional ou abrange todos os países emergentes.

O texto é subdividido da seguinte forma: no item 2 são feitas estimativas da taxa de juros por meio da curva IS. No item 3, utiliza-se novamente a curva IS para determinar os juros reais de equilíbrio, mas procura-se concentrar a análise no período após a mudança do regime cambial e da adoção da política de metas para a inflação. No item 4 são apresentados os valores históricos de taxa de juros para uma grande amostra de países desde 1960. Já no item 5, os juros reais de equilíbrio são baseados nos modelos de crescimento de longo prazo, seguindo a tradição iniciada por Ramsey. No item 6 é feita uma análise empírica relacionando as taxas de juros com o risco dos títulos soberanos de uma série de países, enquanto que no item 7 são feitas estimações em painéis com séries de tempo, comparando as taxas de juros com o risco desses títulos.

2 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DA IS

Pode-se definir a taxa de juros de equilíbrio ou de *steady-state* como aquela em que o hiato do produto é zero. Analiticamente, a partir da equação da IS

$$h = f(h_{-1}, r, x)$$

tem-se

$$0 = f(0, r^*, x)$$

onde h é o hiato e x representa o conjunto de variáveis explicativas na IS.

1 Dentro da tradição keynesiana, a curva IS é aquela que mostra os pontos de equilíbrio do mercado de bens e o mercado financeiro dentro de um diagrama renda&juros. Para mais detalhes de como a curva IS entra nos modelos estruturais de pequeno porte do Banco Central do Brasil ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

Blinder (1998) cita Bomfim (1997) como um exemplo de trabalho que realiza a estimação da taxa de juros de equilíbrio por meio de modelos estruturais. Bomfim utiliza o modelo MPS do Federal Reserve Board, um modelo de grande escala com mais de 100 equações comportamentais, mais de 200 identidades e mais de 100 variáveis exógenas. O autor calcula a taxa de juros de equilíbrio utilizando os valores correntes das variáveis exógenas a cada período. Dessa forma, ele constrói uma série de taxas de juros de equilíbrio ao longo do tempo. A série é trimestral, abrangendo o período 1968 a 1994, e a média da taxa nominal de juros de equilíbrio é de 8,4%. Blinder (1998) utiliza um índice de inflação para gastos de consumo pessoal para deflacionar a série de Bomfim, encontrando uma taxa real média de 2,8% para os Estados Unidos nesse período.

A maneira mais direta de obter r^* é estimando a IS. O Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil já estimou a IS para a economia brasileira em dois períodos: 1992-99 e 1980-2000. A estimativa da IS de 1992-99 é muito influenciada pelo período de câmbio fixo, em que as taxas de juros foram mantidas altas por causa do ambiente internacional desfavorável. É razoável supor que os parâmetros tenham mudado com o novo regime de câmbio flutuante. Portanto, o valor para a taxa de equilíbrio resultante da estimação da IS é muito alto. De fato, na estimação da IS para o modelo estrutural do Banco Central optou-se por arbitrar um valor para a taxa de juros de equilíbrio para calibrar a IS.²

Para o período de 1980 até o primeiro trimestre de 2000 estimou-se um total de dez especificações para a IS.³ As especificações se diferenciam na escolha da série do produto (PIB, Produção Industrial, Utilização da Capacidade Instalada da Fiesp e da FGV, e Consumo de Energia) e dos índices de inflação utilizados (IPCA e IGP). O produto potencial foi calculado por meio do filtro *Hodrick-Prescott*. A curva estimada foi a seguinte:

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \gamma_2 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \gamma_3 (\theta_{t-1}) + \gamma_4 (TOT_{t-1}) + \gamma_5 D1_t + \gamma_6 D2_t + \gamma_7 D3_t + \eta_t \quad (1)$$

onde h é o hiato do produto, i é a taxa Selic acumulada no trimestre, π é a taxa de inflação acumulada no semestre, θ é a taxa média de câmbio real do trimestre, TOT são os termos de troca obtidos pela FUNCEX, e $D1$, $D2$ e $D3$ são *dummies* sazonais.

Pode-se calcular uma taxa de juros de equilíbrio por meio da seguinte fórmula:

$$r^* = - \frac{\gamma_0 + \bar{D} + \gamma_5 \theta_t + \gamma_6 TOT_t}{\gamma_2} \quad (2)$$

onde \bar{D} é a média dos coeficientes de sazonalidade. Os resultados das estimações estão no Anexo 1, sendo que as taxas de juros reais de equilíbrio encontram-se no intervalo entre 4% e 7%

O Anexo 2 apresenta um gráfico com a série de taxa de juros de equilíbrio. A especificação da IS é aquela que utiliza o PIB trimestral do IBGE como indicador de produto e o IPCA do IBGE como índice de inflação. A taxa de equilíbrio apresenta enorme variabilidade, o que também ocorre com a série de Bomfim. Toda essa variabilidade resulta de mudanças na taxa de câmbio e nos termos de troca. Por exemplo, o crescimento da taxa de equilíbrio de 1995 até o início de 1997, e sua queda posterior, reflete os movimentos dos termos de troca no período, em uma fase de estabilidade da taxa de câmbio. A desvalorização cambial do início de 1999 está refletida em um pequeno repique da taxa de equilíbrio no período seguinte, tendo o impacto da desvalorização sido parcialmente compensado pela continuada deterioração dos termos de troca.

2 Veja Bogdanski *et al.* (00)

3 Veja "Memória de Cálculo do Modelo de Longo Prazo", da Equipe de Estimação do DEPEP.

O gráfico supracitado apresenta uma taxa de juros de equilíbrio, dados os valores correntes das taxas de câmbio e dos termos de troca. Outra definição de juros de equilíbrio, que Bomfim denomina “de longo prazo”, seriam os juros consistentes com hiato nulo e câmbio real e termos de troca de equilíbrio. A dificuldade neste caso reside em calcular ou mesmo definir o câmbio real e os termos de troca “de equilíbrio”. Isto, no entanto, não está no escopo deste *paper*, mas nas tabelas do Anexo 1 é apresentado um valor para os juros de equilíbrio, calculado por meio da substituição, na equação 2 acima, dos valores médios dos termos de troca e da taxa de câmbio real. A fórmula utilizada é a seguinte:

$$r^* = -\frac{\bar{D} + \gamma_3 \bar{\theta} + \gamma_4 \overline{TOT}}{\gamma_2} \quad (3)$$

onde \bar{D} é a média dos coeficientes de sazonalidade, e $\bar{\theta}$ e \overline{TOT} são os valores médios dessas variáveis ao longo do período de estimação.

A grande variabilidade na taxa de equilíbrio ao longo do tempo demonstra as limitações desse método. Os parâmetros estimados para o período de 1980 a 2000 não capturam adequadamente as mudanças sofridas pela economia brasileira nesse intervalo, em especial a abertura econômica e a estabilização.

3 ESTIMAÇÃO DA IS DE 1999 A 2002

Para se ter uma idéia do formato da IS após a desvalorização de 1999 foi estimada uma IS para o período que vai do primeiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2002, que é o período mais recente para o qual há dados do PIB. A especificação escolhida foi a que utiliza o PIB e o IPCA. Além disso, utilizaram-se alguns coeficientes obtidos na estimação de 1980-2000. Desse modo, a regressão continha 14 observações. Foram estimadas três diferentes regressões, variando o número de coeficientes “fixados”, conforme segue:

$$h_t^1 = 0,53h_{t-1} + \alpha_1(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \alpha_2(\theta_{t-1}) + \alpha_3(TOT_{t-1}) - 1,60D1_t + 6,63D2_t + 4,08D3_t + \eta_t \quad (4)$$

$$h_t^2 = 0,53h_{t-1} + \beta_1(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_2(\theta_{t-1}) + 4,21(TOT_{t-1}) - 1,6D1_t + 6,63D2_t + 4,08D3_t + \omega_t \quad (5)$$

$$h_t^3 = 0,53h_{t-1} + \gamma_1(i_{t-1} - \pi_{t-1}) - 0,025(\theta_{t-1}) + 4,21(TOT_{t-1}) - 1,60D1_t + 6,63D2_t + 4,08D3_t + \mu_t \quad (6)$$

onde h_t é o hiato do produto, i_t é a taxa Selic acumulada no trimestre, π_t é a inflação acumulada no trimestre pelo IPCA centrado, θ_t é um índice de câmbio real, obtido pela média no trimestre das taxas mensais, TOT_t é um índice dos termos de troca obtidos pela Funcex, e D1, D2 e D3 são *dummies* sazonais. Os dados estão todos em *logs*.

Os resultados apresentados na Tabela 1 são relativamente similares aos das regressões com amostra desde 1980, que se encontram no Anexo 1. A taxa de equilíbrio situa-se entre 4,5% e 5%.

Tabela 1 – Resultados das estimações da IS de 1999-2002

	(4)	(5)	(6)
Juros	7,49	-4,32*	-4,51**
Câmbio	-0,82	-0,22	Fixado em -0,02
Termos de Troca	-7,91	Fixado em 4,21	Fixado em 4,21
R ²	0,65	0,64	0,63
Juros de Equilíbrio	4,56	4,58	4,57

(*) significativo a 10%; (**) significativo a 5%.

4 TAXAS MÉDIAS

As taxas de juros praticadas historicamente também fornecem uma estimativa para a taxa de equilíbrio. Embora em determinados períodos os juros praticados possam estar acima ou abaixo de equilíbrio, espera-se que as taxas praticadas ao longo do tempo se aproximem das taxas de equilíbrio. Conforme Blinder (1998): “...durante um longo período histórico... as defasagens serão superadas, os fenômenos transitórios perderão importância e os choques aleatórios têm média zero durante longos períodos de tempo.” Foram obtidas séries de juros nominais e de inflação do Banco de Dados - IFS do FMI para diversos países. Para permitir comparações com a taxa Selic optou-se por utilizar como taxa de juros nominais as *Money Market Rates* (MMR), que representam as taxas de juros no mercado interbancário. O índice de preços escolhido foi o *Consumer Price Index* (CPI).

A série anual de MMR reportada pelo IFS é construída utilizando-se a média aritmética dos dados mensais de MMR, e não a média geométrica. Além disso, a série de inflação anual da IFS é obtida tomando-se a média aritmética dos dados mensais. Estes, por sua vez, reportam a inflação sobre o mesmo mês do ano anterior. Para países com inflação alta e variável, estes métodos de cálculo introduzem uma distorção significativa. Portanto, para todos os países que tiveram, durante o período da amostra, inflação superior a 100% em algum ano, optou-se por construir novas séries para os juros e inflação. Para esses países, a série anual de juros foi construída por meio do uso da média geométrica dos dados mensais. A série anual de inflação foi construída reportando a variação do CPI entre dezembro do ano em questão e dezembro do ano anterior.

De posse da série de juros reais anuais para cada país, foram calculadas médias aritméticas para cada período de cinco anos e para todo o período da amostra. Estas seriam as estimativas para as “taxas de equilíbrio” de cada país. Tais informações estão resumidas na Tabela 2, a seguir.

Entre os países apresentados, destacam-se a Argentina e o Brasil como tendo as maiores taxas de juros médias. O México, por sua vez, apresenta taxas bem menores. Um motivo para as altas taxas médias do Brasil e Argentina é claramente o fato das séries, para esses países, começarem na década de 1980, período de taxas relativamente altas no mundo todo. Porém, isto não explica a maior parte da discrepância encontrada, visto que as taxas brasileiras e argentinas são elevadas mesmo para esse período. Para verificar a validade desses resultados, examinaram-se com mais atenção as séries de juros reais dos dois países, e que estão apresentadas no Anexo 3. Um primeiro passo para compreender esses resultados foi comparar a série do IFS para o Brasil com a série utilizada nas estimativas da IS expostas na seção 2, que também encontram-se no Anexo 3. Esta foi calculada utilizando como série de juros uma série da taxa Selic fornecida pelo Depec (Departamento de Economia do Banco Central), e como dados de inflação, a série do IPCA fornecida pelo IPEA. Esta série e a do IFS coincidem, em geral, apesar de haver algumas divergências nos anos de 1988 a 1990. A média para o Brasil com a nova série é 11,38%, uma diferença pequena em relação à média da série da IFS.

O Brasil e a Argentina apresentam valores discrepantes, principalmente em 1990 e em 1990-1991, respectivamente. Esses anos coincidem com períodos de grande instabilidade macroeconômica, particularmente no caso argentino. Já para o México, há taxas baixas no início da década de 1980 que podem explicar sua média baixa. Para compensar o efeito desses *outliers*, foram calculadas as estatísticas apresentadas no Anexo 3. Além da mediana, foram calculadas duas novas médias. Na primeira, retiraram-se da amostra as observações que estavam fora do intervalo de um desvio padrão em torno da média original, e calculou-se a média da amostra reduzida. Na segunda, retiraram-se as observações fora do intervalo de dois desvios em torno da média original. Levando em conta essas três estatísticas, conclui-se que os valores mais razoáveis para os juros médios nesse período são de aproximadamente 5% a 7% para o México, 10% a 20% para o Brasil, e 7% a 30% para a Argentina.

Tabela 2 – Taxas de juros reais históricas para países selecionados

Médias por Período	Total	1960-64	1965-69	1970-74	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-01
Países Desenvolvidos	1.8	1.18	1.49	-1.23	-1.68	2.22	4.78	5.09	2.84	
G7	1.84	1.61	1.70	-1.04	-1.85	2.98	4.68	4.13	2.53	
Alemanha	2.05	0.88	1.61	1.91	-1.45	3.28	3.51	4.34	2.09	2.27
Canadá	3.04	ND	ND	ND	-0.18	3.29	5.25	4.14	2.92	2.80
EUA	2.28	1.64	1.98	0.91	-0.87	4.49	4.38	2.56	2.95	2.52
França	1.83	0.03	1.96	0.56	-3.37	1.88	4.71	6.12	2.73(98-)	
Itália	2.41	ND	2.98(69)	-0.97	-2.39	2.10	6.23	5.87	3.72	1.75
Japão	1.47	3.91	1.62	-2.43	-0.66	3.52	3.47	2.84	0.11	0.88
Reino Unido	0.48	ND	=-1.43(69)	-6.24	-7.56	2.31	5.64	4.36	3.24	3.52
Outros										
Austrália	2.04	ND	ND	-2.23	-2.82	2.03	6.14	5.18	3.96	
Áustria	1.84	ND	1.15(67-)	-0.56	0.26	2.56	3.31	4.26	1.93	
Bélgica	1.61	0.82	0.15	-1.24	-1.08	2.75	4.04	5.20	2.21	
Dinamarca	3.74	ND	ND	1.02(72-)	1.80	4.75	5.03	7.74	2.11	
Espanha	1.15	ND	ND	-4.66(74)	-5.27	2.23	5.72	6.29	2.88	0.88
Holanda	1.98	-0.20	0.69	-1.12	-0.58	2.85	5.04	4.79	1.30	
Irlanda	2.01	ND	ND	-1.44(71-)	-1.74	0.61	6.50	7.70	2.80	-0.33
Nova Zelândia	5.95	ND	ND	ND	ND	6.72(78-)	5.76	5.88	5.45	
Portugal	-0.58	ND	ND	ND	-5.29(78-)	-6.96	1.95	4.56	2.83	
Suécia	2.50	ND	3.21(66-)	-1.44	-1.37	2.05	5.05	6.00	4.47	2.02
Médias por Período		1960-64	1965-69	1970-74	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-01
Países Emergentes		0.33	0.17	-4.32	0.89	3.23	4.44	4.72	3.78	
Sudeste da Ásia	2.60	ND	3.76(68-)	-5.87	0.66	3.41	4.89	2.40	4.12	
Coréia	4.75	ND	ND	ND	3.98(77-)	3.50	5.73	6.52	6.88	1.89
Honk Kong	-3.29	ND	ND	-6.89(74)	ND	ND	ND	-4.38(91-)	1.50	
Indonésia	1.69	ND	3.76(68-)	-3.19	-3.26	2.99	5.59**	3.01	6.99	1.54
Malásia	1.71	ND	ND	ND	-0.37	0.61	3.20	2.86	2.46	1.50
Singapura	1.48	ND	ND	-5.39(72-)	2.80	4.00	3.92	1.11	2.39	1.52
Taiilândia	3.88	ND	ND	ND	2.00(77-)	5.96	5.98	3.91	4.53	0.90
América Latina	8.99	ND	ND	ND	ND	6.50	9.12	15.80	4.54	
Argentina*	19.59	ND	ND	ND	ND	18.66	21.10	31.56	7.04	
Brasil*	11.38	ND	ND	ND	ND	7.54(81-)	5.72	13.06	20.55	10.03
Colômbia	6.23	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	6.23	
México*	0.84	ND	ND	ND	ND	-15.15(82-)	-0.45	6.62	5.46	7.70
Uruguai	-0.12	ND	ND	ND	ND	ND	ND	-3.40(94)	3.17	
Venezuela*	-20.17	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	-20.17(96-)	
Outros										
África do Sul	0.74	1.25	1.18	-2.15	-4.03	-0.28	-1.19	1.66	7.05	3.16
Índia	1.44	1.51	-5.18	0.67	8.87	-2.75	2.10	4.65	1.67	
Polônia*	2.87	ND	ND	ND	ND	ND	ND	-7.87(91-)	5.50	10.99
Rússia***	0.16	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	0.16	
Turquia*	-1.50	ND	ND	ND	ND	ND	-9.37	-2.11	-2.70	8.19

Série anual de MMR (Money Market Rates) e da Inflação Anual pelo CPI (Consumer Price Index) do IFS. ND = Não Disponível * Série anual de MMR construída pela Média Geométrica da Série Mensal do IFS, e Série Anual da Inflação construída pela Variação do CPI de Dezembro a Dezembro, utilizando a Série do CPI do IFS. Estas séries foram utilizadas para países com inflação superior a 100% em algum ano no período da amostra.

** Não há dados para o ano de 1986.

*** Série anual de MMR construída pela Média Geométrica da Série Mensal do IFS, e Série de Variação do CPI de Dezembro a Dezembro do IFS.

5 TAXA DE JUROS EM MODELOS DE CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO⁴

Uma perspectiva diferente sobre a taxa de juros de equilíbrio pode vir do exame do comportamento de longo prazo de uma economia. Uma economia evolui ao longo do tempo de acordo com as decisões de consumo e poupança dos seus habitantes; o *steady-state* para o qual a economia converge irá depender de parâmetros fundamentais, tais como a disposição dos habitantes para adiar consumo e o ritmo do progresso tecnológico. Observe que este conceito de equilíbrio diverge daquele centrado na IS: naquele, a fonte de desequilíbrio era a rigidez dos preços, e a transição demorava alguns trimestres; neste, a transição para o equilíbrio pode demorar anos ou décadas.⁵

Entre os diversos modelos em que essas questões podem ser examinadas destaca-se o modelo de crescimento de Ramsey. Na sua versão mais simples, tal modelo supõe uma economia fechada, famílias de vida infinita, com função de utilidade instantânea CRRA, e função de produção Cobb-Douglas. Para haver equilíbrio de estado estacionário, o progresso tecnológico deve ser *labor-augmenting*, isto é, a função de produção deve ter a forma $Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}$, onde A_t é um índice que representa o estado da tecnologia da economia. Neste modelo, tem-se que a taxa de juros no estado estacionário é dada por $r^* = \rho + \theta x$, onde ρ é a taxa de desconto intertemporal do consumidor representativa, θ é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo, e x é a taxa de crescimento do índice de tecnologia, e também a taxa de crescimento do produto *per capita* no estado estacionário. Se uma economia está acumulando capital *per capita* na trajetória para o estado estacionário, sua taxa de juros cai durante a transição. Se esta for a situação do Brasil atualmente, então se poderia tomar o valor da taxa de juros do estado estacionário como um piso para a taxa de juros reais da economia consistente com a trajetória de convergência implicada por esse modelo.

Barro e Sala-i-Martin (1995) sugerem, para a economia americana, os valores de $x = 2\%$, $\rho = 2\%$, e $\theta = 3$, o que implicaria uma taxa de juros de longo prazo de 8%. Engel (1995) e Stockman e Tesar (1995) discutem esses parâmetros. Há estimativas para θ bastante superiores a 3. Para o Brasil, Reis *et al.* (1998) e Issler e Piqueira (2000) estimaram esses parâmetros. Reis *et al.* encontram valores de θ entre 3 e 5, mas os valores encontrados de ρ são implausivelmente altos. Issler e Piqueira estimam um modelo CCAPM para o Brasil (*consumption capital asset pricing model*) e reportam valores preferidos de ρ entre 5% e 10% e de $\theta = 1,7$. Estimativas contidas em da Silva Filho (2001) sobre a Produtividade Total dos Fatores (PTF) apontam para um valor de x um pouco acima de 2%. Tais estudos supõem uma função de produção da forma

$$Y_t = A_t \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha}$$

O crescimento da PTF é dado pela diferença entre o crescimento do produto e o crescimento dos fatores de produção, K e L . Estimativas contidas em da Silva Filho (2001) são de que A cresce à taxa de 0,96% ao ano. Porém, a função de produção suposta no modelo de Ramsey é

$$Y_t = K_t^\alpha \cdot (A_t \cdot L_t)^{1-\alpha} \Rightarrow Y_t = A_t^{1-\alpha} \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha}$$

Observe que é $A^{1-\alpha}$ cresce à taxa 0,96% ao ano quando a função de produção é colocada na forma suposta no modelo de Ramsey. Isto significa que a verdadeira taxa de crescimento da produtividade, indicada por x , é $0,96\% / (1-\alpha)$. A estimativa para α da Pesquisa Nacional de Amostra por

4 No longo prazo é lícito supor que as taxas de juros vigentes serão as de equilíbrio.

5 Barro e Sala-i-Martin (1995) apresentam vários estudos empíricos sobre convergência para o *steady-state* entre regiões dos EUA, Japão e Europa, e concluem que a velocidade de convergência é tal que de 1,5% a 3% da diferença de renda *per capita* entre as regiões é eliminada a cada ano. Como se pode supor que essas economias estão tendendo para estados estacionários semelhantes, isto demonstra quão lenta pode ser a convergência.

Domicílio (PNAD) de 1999 do IBGE é de 0,57%. Substituindo este valor, temos que x é aproximadamente igual a 2,30%.⁶

O Anexo 4 apresenta diversas simulações da taxa de juros de equilíbrio para diferentes valores de ρ , θ , e x . A taxa de juros de equilíbrio varia de 6,7% a 15,3%. A interpretação desses números, porém, não é imediata. Nesse modelo simplificado da economia todos os agentes econômicos enfrentam a mesma taxa de juros em sua tomada de decisões. Na realidade, contudo, os diversos agentes econômicos enfrentam taxas de juros radicalmente diferentes. Além desse problema, deve-se lembrar que o modelo de crescimento apresentado acima é apenas um de muitos existentes na literatura. Certamente devido a essas questões não foi encontrado na literatura pesquisada nenhum texto aplicado que procurasse determinar as taxas de juros de equilíbrio utilizando tal método.

6 JUROS E CÂMBIO

Um efeito importante dos juros sobre a economia está no impacto sobre a taxa de câmbio. Esse efeito precisa ser levado em consideração quando se discute juros de equilíbrio. De fato, na IS a taxa de câmbio é uma variável explicativa, mas a taxa de juros de equilíbrio que se obtém da estimação da IS, se praticada pelo banco central, afetaria a taxa de câmbio, por meio da condição de *Uncovered Interest Parity*. Esta condição relaciona as taxas de juros domésticas às taxas de juros externas, a expectativa de depreciação e o prêmio de risco.⁷

O prêmio de risco pode ser aproximado pelo *spread* sobre os títulos do Tesouro americano dos títulos nacionais lançados no exterior. Porém, há mais um componente da UIP, que é o prêmio de risco cambial. Este prêmio está relacionado ao papel de *hedge* do dólar no mercado futuro.⁸ Portanto, o *spread* sobre o Tesouro dos títulos no exterior deve ser visto como um primeiro passo para a determinação do prêmio de risco. Esse *spread* tem um comportamento volátil ao longo do tempo, variando de acordo com as percepções dos agentes sobre as economias emergentes. A Tabela 3 resume a trajetória do *spread* para diversos países antes e após as crises econômicas, utilizando o *Emerging Markets Bonds Index* (EMBI+), do J. P. Morgan (no Anexo 5 há uma tabela com médias semestrais do *spread* para todos os países que compõem o EMBI+).

O *spread* do EMBI+ para um dado país é calculado a partir de uma média ponderada dos *spreads* de todos os títulos daquele país no exterior que respeitam certas condições de liquidez e volume negociado. Portanto, para o Brasil o EMBI+ inclui títulos de diversos vencimentos, além dos títulos *Brady*, que têm uma estrutura complicada, além de algumas restrições no mercado internacional. Por isso, é desejável utilizar o *spread* de um título brasileiro que tenha liquidez e vencimento relativamente próximo como *proxy* para o prêmio de risco. Os *Global Bonds* são boas opções, porque são títulos de estrutura simples e bastante líquidos.⁹ Os *spreads* médios entre os dias 1 e 14 de dezembro de 2000 de alguns *Globals* foram: BR 01 – 160, BR 04 – 524 e BR 07 – 598.

6 Esse valor pode estar subestimado, porque as estimativas para a do PNAD não consideram o capital humano. Veja Barro e Sala-i-Martin (1995, p. 79). Por outro lado, também se argumenta que a pode estar sobrestimada, devido à economia informal.

7 Para uma discussão da UIP estimada para o Brasil pelo DEPEP, veja Bogdanski *et al.* (2000).

8 Garcia e Olivares (1999) discutem o prêmio de risco cambial. Eles mostram, utilizando dados do mercado futuro de câmbio, que o prêmio de risco cambial tem magnitude menor e correlação positiva com o que os autores chamam de “risco-Brasil”, que é o equivalente ao prêmio de risco neste trabalho. Uma diferença é que Garcia e Olivares calculam o “risco-Brasil” via UIP, e não por meio de uma medida independente como o *spread*.

9 Aparentemente, o BR01 não tem muita liquidez.

Tabela 3 – Evolução dos *spreads* após as crises para países selecionados (EMBI+)

Países	Médias mensais						
	Vale até 11/94	Pico após "Tequila" (12/94)	Vale de 1/95- 09/97	Pico após "Ásia" (10/97)	Vale de 11/97-9/98	Pico após Rússia (8/98)	Vale de 9/98 em diante
Argentina	346(1/94)	1741(3/95)	289(8/97)	542(11/97)	399(3/98)	1080(9/98)	538(3/00)
Brasil	778(10/94)	1450(3/95)	371(8/97)	642(11/97)	465(3/98)	1449(1/99)	653(3/00)
México	294(1/94)	1865(3/95)	314(8/97)	456(11/97)	373(3/98)	950(9/98)	327(3/00)
Venezuela	667(1/94)	2240(3/95)	303(9/97)	504(1/98)	433(3/98)	2118(9/98)	775(9/00)
Filipinas	276(1/94)	726(3/95)	156(2/97)	443(1/98)	349(3/98)	ND	325(12/99)
Bulgária	1491(10/94)	2241(3/95)	497(9/97)	708(11/97)	507(4/98)	1367(9/98)	616(2/00)
Polônia	560(10/94)	922(3/95)	145(6/97)	240(11/97)	182(5/98)	339(9/98)	206(1/99)
Rússia	ND	ND	470(9/97)	783(11/97)	559(12/97)	5914(10/98)	886(8/00)

Fonte: J. P. Morgan.

7 PAINEL DE JUROS E RISCO

A fim de avaliar o impacto do *spread* sobre o juro foi realizado um estudo de painel com efeitos fixos envolvendo 13 países emergentes: Argentina, Brasil, Bulgária, Colômbia, Equador, Coreia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, Turquia e Venezuela. Como variáveis explicativas, utilizaram-se a variação do prêmio de risco (EMBI+), a variação do câmbio, e a taxa de juros defasada. Foi utilizada a metodologia de regressões aparentemente não correlacionadas (SUR), que estima os parâmetros do sistema levando em conta a existência de heteroscedasticidade e correlação contemporânea entre os erros das equações. Os coeficientes estimados, com seus respectivos desvios padrões, estatísticas *t* e valores *p* podem ser encontrados na Tabela 4.¹⁰

Os resultados da Tabela 4 confirmam que há uma correlação positiva entre o risco-país e a taxa de juros. De acordo com a regressão apresentada nesses países, um aumento de 100 pontos-base no risco acarreta um aumento 289 pontos-base na taxa de juros reais. Além disto, há um termo auto-regressivo para os juros, e que também foi significativo à primeira diferença do câmbio com sinal negativo. A explicação para esta relação pode ser encontrada na UIP, pois segundo esta condição de arbitragem uma valorização da moeda é associada a um aumento dos juros.

A estimação de painel para os países emergentes tem como resultado dos efeitos fixos uma taxa média de juros de cerca de 8% quando são incluídos todos os países. A constante, para o Brasil, apresentou um resultado de 16% para o período. Já quando se considera o termo auto-regressivo e se calcula uma taxa de juros de longo prazo, de maneira semelhante ao que foi feito para a curva IS, o valor médio sobe para 12% no painel como um todo, e a constante para o Brasil apresenta um valor ainda mais alto, de aproximadamente 24%. O fator fixo para o Brasil foi o quarto

10 Não houve preocupação sobre a estacionariedade das variáveis, por entender que considerações sobre a co-integração dessas variáveis iriam além do escopo deste trabalho, pois neste caso o painel a ser considerado seria bem mais complexo, indo além do caráter exploratório deste trabalho, o que não significa que numa eventual continuação desta linha de pesquisa este assunto volte à baila.

mais elevado nesta amostra, abaixo apenas da Rússia, Turquia e Equador, países que sofreram crises cambiais e *default* nos últimos anos.

Tabela 4 – Painel estimado países emergentes (variável dependente: Juros)

Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística t	Valor p.
Δ EMBI+	2.8973	0.2629	11.0187	0.0000
JUROS(-1)	0.2481	0.0420	5.9139	0.0000
Δ CAMBIO	-1.6111	0.1006	-16.0110	0.0000
	Efeitos fixos	Taxa de juros de LP estimada		
Argentina	0.0493	6.78%		
Brasil	0.1641	24.40%		
Bulgária	-0.0205	-2.68%		
Colômbia	0.0830	11.68%		
Equador	0.0458	6.28%		
Coréia	0.0187	2.52%		
México	0.1076	15.38%		
Peru	0.0886	12.51%		
Filipinas	0.0548	7.56%		
Polônia	0.0850	11.97%		
Rússia	0.2260	35.06%		
Turquia	0.2640	42.06%		
Venezuela	-0.0409	-5.30%		
R^2	0.7050			
R^2 ajustado	0.6892			

Não foi apresentada a estatística t individualmente para o painel, mas, com exceção do Equador, Coréia e Bulgária,¹¹ todos os demais foram significantes a menos de 1%. Foram efetuados testes de Wald para testar a hipótese de todos serem diferentes entre si e todos serem zero, rejeitando a hipótese nula (iguais entre si e a zero) a 1% de significância.

11 As inclusões do Equador, Peru e Bulgária podem não ser apropriadas dada a pouca liquidez de seus títulos da dívida e característica especial da demanda (países onde houve substituição de moeda) por esses títulos.

Tabela 5 – Painel estimado somente para a América Latina (variável dependente: Juros)

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	Valor p.
Δ EMBI+	1.9968	0.2027	9.8495	0.0000
JUROS(-1)	0.5016	0.0477	10.5168	0.0000
Δ CAMBIO	-0.8459	0.1037	-8.1556	0.0000
	Efeitos fixos		Taxa de juros de LP estimada	
Argentina	0.0365		7.33%	
Brasil	0.0948		19.03%	
Colômbia	0.0465		9.33%	
Equador	0.0078		1.5%	
México	0.0637		12.78%	
Peru	0.0558		11.20%	
Venezuela	-0.0270		-5.42%	
R^2	0.5781			
R^2 ajustado	0.5545			

Os dados do painel apenas para a América Latina apresentam resultados bastante similares (Tabela 5), apenas com o termo auto-regressivo mais alto e a diferença do câmbio apresentando um coeficiente menor. No caso do Brasil, o fator fixo passa a ser mais baixo (9% no curto prazo e 19% no longo prazo). Na média, o fator fixo para os países latino-americanos foi de 4% no curto prazo e de 8% no longo prazo, com o Brasil apresentando o resultado mais elevado. Foram efetuados os testes de Wald, como no painel amplo, e com resultado semelhante, e novamente só para o Equador o resultado não foi significativo.¹²

8 CONCLUSÃO

Este trabalho procurou estimar a taxa de juros de equilíbrio para o Brasil utilizando todos os métodos sugeridos pelo exame da literatura econômica acerca do tema. O objetivo foi tentar esclarecer, por diversos ângulos, esta questão, permanecendo, todavia, a possibilidade de aprofundar o estudo usando qualquer um dos métodos apresentados.

As taxas de juros de equilíbrio para o Brasil, independentemente do método escolhido, apresentam resultados elevados em relação aos encontrados para o resto do mundo.

As estimações em termos de curva IS apresentaram valores muito voláteis a depender da especificação, e padecem da crítica de Lucas, pois com a mudança de política cambial e monetária em 1999 os coeficientes da curva IS podem ter mudado. Já para o período reduzido após a quebra es-

¹² Pode ser considerado pouco intuitivo a constante negativa e significativa da Venezuela, mas o resultado é consistente com a Tabela 2, em que este país apresenta, de 1996 ao ano 2000, taxa média de juros negativa, devido à inflação anual acima de 10%.

trutural de 1999, foram encontrados resultados robustos, em torno de 4,6%, para os juros de equilíbrio.

Enquanto os países desenvolvidos apresentaram uma taxa de juros reais média de 1,8% para o período de 1960 a 2001, e de 3,7% para as décadas de 1980 e 1990, os valores mais razoáveis para os juros médios, neste segundo período, são de aproximadamente 4% a 5% para o México, 11% a 14% para o Brasil, e 8% a 12% para a Argentina.

A análise em termos de modelos de crescimento de longo prazo, dependendo dos parâmetros utilizados para as preferências dos agentes e a taxa de crescimento da produtividade, apresenta um resultado para os juros de equilíbrio entre 6,7% e 15,3%.

Os modelos de painel estimados tanto para os países emergentes quanto para a América Latina mostram uma forte correlação entre os juros e o risco-país. O fator fixo para o Brasil, que pode ser interpretado como uma taxa de juros de longo prazo, apresentou resultados superiores a 20% no período 1994 a 2001.

REFERÊNCIAS

- Barro, R. J.; Sala-i-Martin, X. *Economic growth*. McGraw-Hill, 1995.
- Blinder, A. *Central banking in theory and practice*. MIT Press, 1998.
- Bogdanski, J.; Tombini, A.; Werlang, S. Implementing inflation targeting in Brazil. *Working Paper Series 1*. Banco Central do Brasil, 2000.
- Bomfim, A. N. The equilibrium fed funds rate and the indicator properties of term-structure spreads. *Economic Inquiry* 35, p. 830-846, 1997.
- Engel, C. The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence. *NBER Working Paper Series* 5312, 1995.
- Equipe de Estimação do DEPEP. *Memória de cálculo do modelo de longo prazo*. Mimeografado.
- Garcia, Márcio G. P.; Olivares, Gino A. Prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Texto para Discussão* 409. PUC-Rio, 1999.
- Issler, J.; Piqueira, N. Estimando a aversão ao risco, a taxa de desconto intertemporal, e a substitubilidade intertemporal do consumo no Brasil usando três tipos de função utilidade. *Ensaio Econômico da EPGE* 387, 2000.
- Reis, E.; Issler, J.; Blanco, F.; Carvalho, L. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 233-272, 1998.
- Silva Filho, T. da. Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção. *Trabalhos para Discussão* 17. Banco Central do Brasil, 2001.
- Stockman, A.; Tesar, L. Tastes and technology in a two-country model of the business cycle: explaining international comovements. *American Economic Review*, v. 85, n. 1, p. 168-185, 1995.

ANEXO 1 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DA IS NO PERÍODO 1980-2000

	IPCA (Erro Padrão entre parênteses)				
	PIB	Prod. Ind.	UCI - Fiesp	UCI - FGV	Energia
Hiato (-1)	0,53 (0,09)	0,41 (0,09)	0,67 (0,08)	0,33 (0,09)	0,51 (0,09)
Juros (-1)	-4,40 (2,48)	-23,61 (4,85)	-0,12 (0,04)	-0,28 (0,05)	-7,13 (2,11)
Cambio Real (-1)	-0,02 (0,76)	6,27 (1,62)	0,03 (0,01)	0,05 (0,02)	1,97 (0,71)
Termos de Troca (-1)	4,21 (2,21)	18,53 (4,06)	0,10 (0,03)	0,25 (0,04)	5,70 (1,71)
Dummy 1º Trim.	-1,6 (0,80)	-7,17 (1,33)	-0,02 (0,01)	-0,03 (0,01)	-1,21 (0,43)
Dummy 2º Trim.	6,63 (0,63)	3,97 (1,85)	-0,02 (0,01)	NS	NS
Dummy 3º Trim.	4,08 (0,73)	9,83 (1,46)	NS	NS	NS
N	89	82	82	82	82
R ²	0,69	0,79	0,68	0,61	0,51
Juros de Equilíbrio	4,61	6,74	6,44	7,19	7,11

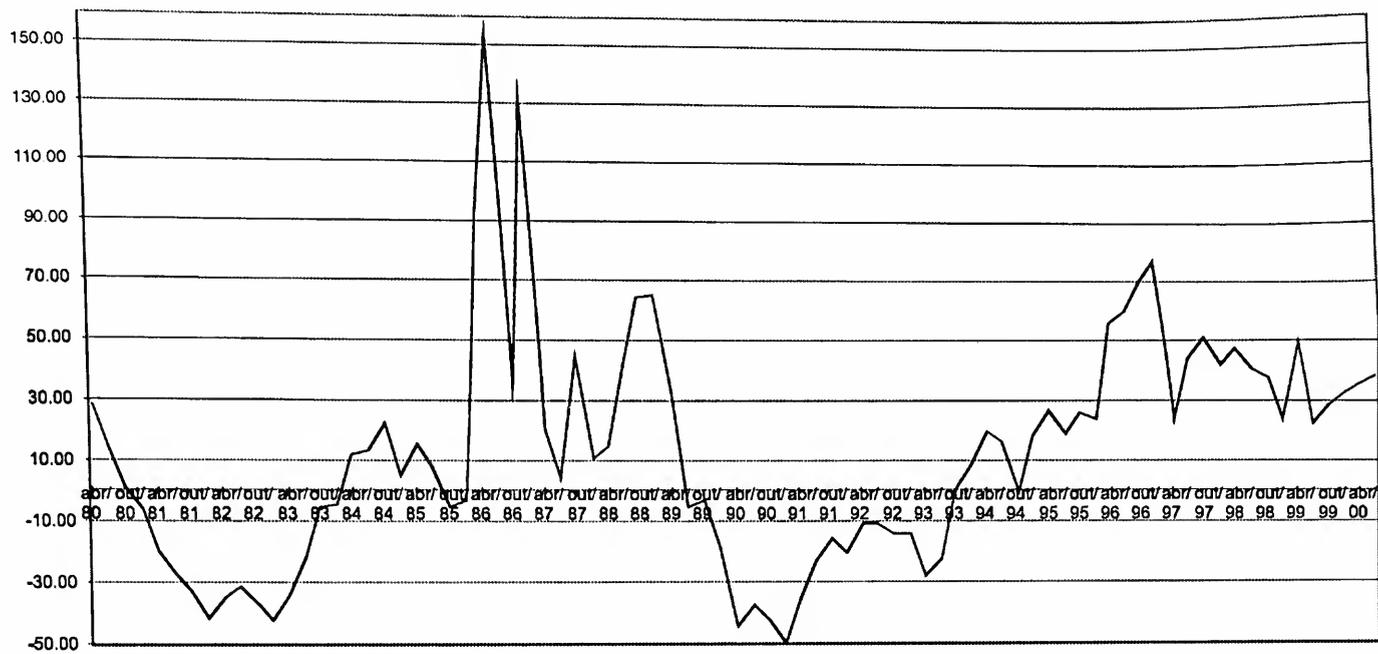
	IGP (Erro Padrão entre parênteses)				
	PIB	Prod. Ind.	UCI - Fiesp	UCI - FGV	Energia
Hiato (-1)	0,47 (0,09)	0,47 (0,09)	0,63 (0,07)	0,33 (0,09)	0,53 (0,09)
Juros (-1)	-10,51 (2,88)	-17,34 (4,90)	-0,14 (0,04)	-0,26(0,05)	-6,37 (2,02)
Cambio Real (-1)	2,78 (1,18)	5,03 (1,92)	0,04 (0,01)	0,05(0,02)	2,03 (0,80)
Termos de Troca (-1)	7,99 (2,36)	13,03 (4,00)	0,11 (0,01)	0,23 (0,04)	4,86 (1,60)
Dummy 1º Trim.	-1,91 (0,83)	-6,54 (1,40)	-0,22 (0,01)	-0,03 (0,01)	-1,16 (0,44)
Dummy 2º Trim.	6,20 (1,03)	4,96 (1,94)	-0,25 (0,01)	NS	NS
Dummy 3º Trim.	4,22 (0,75)	10,57 (1,53)	NS	NS	NS
N	82	82	82	82	82
R ²	0,72	0,76	0,69	0,59	0,50
Juros de Equilíbrio	5,17	4,89	3,91	5,80	5,67

* Série de juros reais utilizada na estimação da IS (veja seção 2) - Fonte: Depec para juros (taxa Selic) e Ipea para inflação (IPCA).

** Média após retirar da amostra os valores fora do intervalo de 1 desvio padrão em torno da média original.

*** Média após retirar da amostra os valores fora do intervalo de 2 desvios padrões em torno da média original.

ANEXO 2 - JUROS DE EQUILÍBRIO 1980-2000



ANEXO 3 – SÉRIES DE JUROS REAIS ANUAIS PARA ARGENTINA, BRASIL, E MÉXICO

Período	Argentina	Brasil	Brasil (Série IS)*	México
1980	(0.78)	ND	ND	ND
1981	20.21	(3.25)	(3.30)	ND
1982	(5.64)	7.11	6.28	(26.76)
1983	42.49	13.53	13.00	(12.88)
1984	37.04	12.77	11.71	(5.81)
1985	43.69	10.02	8.76	(0.92)
1986	27.47	(7.30)	(6.83)	(8.73)
1987	20.30	(2.25)	(4.61)	(24.59)
1988	11.68	7.17	(0.34)	8.97
1989	7.36	20.95	9.57	23.03
1990	173.78	(27.18)	(14.22)	5.58
1991	(16.36)	11.21	8.89	4.00
1992	(2.24)	35.28	32.98	6.15
1993	(1.00)	22.62	17.76	8.65
1994	3.64	23.37	18.65	8.71
1995	7.66	25.06	25.28	0.22
1996	6.17	16.28	16.38	4.54
1997	6.28	18.57	18.86	5.34
1998	6.11	27.18	26.69	6.78
1999	8.96	15.65	15.33	10.40
Média	19,84	11,94	10,57	0,70
Mediana	7,51	13,53	11,71	4,94
Média Ajust. 1**	11,74	14,43	12,07	3,85
Média Ajust. 2***	11,74	14,11	11,95	4,00

*Série de juros reais utilizada na estimação da IS (veja seção 2) Fonte: Depec para juros (taxa Selic) e Ipea para inflação (IPCA).

**Média após retirar da amostra os valores fora do intervalo de 1 desvio padrão em torno da média original.

***Média após retirar da amostra os valores fora do intervalo de 2 desvios padrões em torno da média original

ANEXO 4 – SIMULAÇÕES DA TAXA DE JUROS DE EQUILÍBRIO DE ACORDO COM MODELOS DE CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO

	θ		
ρ	1,2	1,7	2,2
5	6,68	7,4	8,08
10	11,68	12,4	13,08

PTF = 0,7

	θ		
ρ	1,2	1,7	2,2
5	7,14	8,03	8,92
10	12,14	13,03	13,92

PTF = 0,89

	θ		
ρ	1,2	1,7	2,2
5	7,9	9,08	10,28
10	12,9	14,08	15,28

PTF = 1,2

ANEXO 5 – SPREADS DOS TÍTULOS DOS PAÍSES DO ÍNDICE EMBI

Países	7/12/00	1998:1	1998:2	1999:1	1999:2	2000:1	2000:2
EMBI+	782	521	1093	1163	1061	789	708
EMBI+ ajust. Rússia	ND	ND	977	1038	928	717	674
África	1065	605	1028	956	890	922	1027
Ásia	511	387	564	255	267	295	424
Europa	1000	647	2109	2593	2182	1294	854
A. Latina	732	478	918	894	813	658	673
Sem A. Latina	895	618	1695	2000	1735	1113	786
Argentina	823	444	755	727	718	601	733
Brasil	782	529	1067	1135	938	721	729
Bulgária	858	576	964	876	802	697	755
Colômbia	783	ND	ND	670	603	609	724
Equador	1441	733	1444	1962	3330	3766	2035
México	395	405	746	650	564	387	349
Marrocos	543	418	775	711	590	445	482
Nigéria	2023	766	1527	1379	1419	1993	2177
Panamá	498	324	499	451	499	414	449
Peru	733	437	707	615	591	500	625
Filipinas	670	378	652	338	369	445	574
Coréia do Sul	240	429	558	246	208	185	211
Polônia	264	200	279	245	255	250	261
Rússia	1172	731	4226	4667	3298	1659	1000
Turquia	799	ND	ND	ND	515	408	535
Venezuela	940	487	1441	1147	957	896	833
EMBI+ sem ex-URSS e Equador	769	ND	ND	898	790	617	672
EMBI+ sem Rússia	709	ND	ND	835	752	626	648
EMBI+ sem Rússia e sem Equador	691	ND	ND	805	717	578	621
EMBI+ sem Equador	769	ND	ND	ND	ND	753	687
EMBI+ sem ex- URSS	782	ND	ND	ND	ND	659	695
EMBI+ sem ex- URSS e Equador e Nigéria	714	ND	ND	ND	ND	610	639

Fonte: J.P. Morgan.

EFEITO FISHER, INCERTEZA E AVERSÃO AO RISCO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL*

Sérgio Rodrigo Vale[§]
Fabiana Rocha[⌘]

RESUMO

O artigo tem como objetivo estimar a equação de Fisher com incerteza para o Brasil durante o período de jan/75 a set/2000. Os trabalhos empíricos feitos até agora para a economia brasileira consideravam que apenas a taxa de inflação poderia ter caráter preditivo sobre a taxa de juros nominal. Nesses modelos o agente era considerado neutro ao risco e qualquer tipo de incerteza decorrida da existência de uma inflação elevada não era considerada. No modelo aqui apresentado os agentes incorporam esse prêmio de risco na taxa de juros nominal por meio da covariância entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do consumo. As estimativas mostram que esse prêmio é elevado para o período hiperinflacionário, o que implica um efeito Fisher menor. Além disso, os agentes possuíam um coeficiente de aversão ao risco maior do que em períodos inflacionários mais estáveis.

Palavras-chave: efeito Fisher, prêmio de risco, aversão ao risco, suavização de consumo, co-integração.

ABSTRACT

This paper aims to estimate a Fisher relation embedded with uncertainty for Brazil during the period Jan/75 - Sept/2000. So far the empirical literature for the Brazilian economy only considered a simple one-to-one relation between expected inflation and nominal interest rates, which means that agents were risk neutral and any kind of uncertainty was simply "added" to the error term. In the model we consider agents incorporate this risk premium in the nominal rate through the covariance between the inflation rate and consumption growth. Our estimates show that the risk premium is high for hyperinflationary periods, which implies a weaker Fisher effect. Moreover agents have a high risk aversion coefficient in these periods compared to more stable ones.

Key words: Fisher effect, risk premium, risk aversion, smooth consumption, cointegration.

JEL classification: C32, E31, E43.

* Gostaríamos de agradecer a Gilberto Tadeu Lima, Vera Lúcia Fava, Denisard Alves e ao parecerista anônimo pelos comentários feitos. Sérgio Rodrigo Vale agradece, ainda, ao CNPq pelo apoio financeiro. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

§ MB Associados, IBMEC-SP e Universidade Presbiteriana Mackenzie.

⌘ FEA/USP.

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

1 INTRODUÇÃO

Desde os estudos de Fisher (1896,1907)¹ a relação entre juros nominais e expectativa de depreciação da moeda aparece como um dos mais estudados tópicos da macroeconomia moderna. A magnitude de resposta dos juros nominais à variação da expectativa da inflação² é importante para se saber o grau de redistribuição de poder de compra entre credores e devedores de uma economia. Por exemplo, se a resposta dos juros nominais é menor do que um isso será prejudicial para os credores, pois implicará uma taxa de juros real menor que a esperada. No caso de um efeito maior do que um ocorre o contrário para os credores. Dessa maneira, a teoria fisheriana indica que a relação entre juros nominais e inflação é de um para um, ou seja, que as perdas ou ganhos dos agentes são insignificantes ante as variações da expectativa de inflação.

Pode ocorrer, contudo, que em situações de incerteza inflacionária os agentes venham a cobrar uma taxa de juros nominal maior do que se não considerassem esse risco. A idéia encontra-se no artigo de Lucas (1978), que introduziu a análise de CAPM com consumo, e refere-se à sensibilidade do agente a movimentos da taxa de inflação e do consumo. Por exemplo, se o agente julga que seu consumo vai cair no futuro e ao mesmo tempo também considera que a inflação irá subir ele “pede” uma taxa de juros maior para compensar a perda no consumo e na riqueza. Em outros termos, ele teria um consumo menor, uma riqueza real menor (advinda do aumento da inflação), mas, em compensação, a taxa de juros nominal pedida sobre o título seria maior. Assim, o título nominal serve como um *poor hedge* contra flutuações não-antecipadas do consumo.

Existem poucos trabalhos sobre o efeito Fisher no Brasil. O trabalho seminal é o de Silveira (1973), que utilizou mínimos quadrados para estimar a equação de Fisher tradicional,³ tendo obtido resultados que corroboraram a relação. A seu trabalho, seguiram-se outros três semelhantes (Meirelles, 1974; Britto, 1979; e Rocha, 1988) que também utilizaram mínimos quadrados, sem considerar a possibilidade de estacionariedade das séries. Em trabalho mais recente, Garcia (1991) usa uma metodologia de extração de sinais baseada em Durlauf e Hall (1989), que incorpora e reinterpreta todos os resultados obtidos anteriormente para o Brasil. Utilizando a taxa de CDB e dois índices diferentes de inflação para o período de jan/73 a jun/90, chega mais uma vez à conclusão que existe efeito Fisher para títulos nominais no Brasil. Entretanto, a equação de Fisher pode ser pensada “como gerada por um modelo com agentes neutros ao risco e com um ativo que paga uma taxa de retorno constante.” (Garcia, 1991, p. 9). Blumenschein (1994) não estima diretamente a equação de Fisher, mas usa os métodos de Cagan e Gandolfi (1969) para estimar uma relação indireta entre juros e inflação. Seus resultados mostram que o efeito Fisher teve mais força no período posterior a 1986, com resultados fracos para o período pré-86. Finalmente, Carneiro *et al.* (2002) testam uma versão simplificada da equação de Fisher, como apresentada na nota 3, por meio de técnicas de co-integração. Os autores obtêm um coeficiente significativo e próximo de 1. Além de não considerarem incerteza no modelo, eles utilizam apenas uma taxa de juros (CDB) para o período de 1980 a 1997.

O objetivo deste artigo é medir o grau de incerteza nas taxas de juros no Brasil e identificar qual o grau de efeito Fisher existente, ou seja, se se pode considerar que a relação entre inflação e juros é de um para um ou não. Para isso, vamos levar em conta duas (2) taxas de juros diferentes, quais sejam, o “*overnight*” e o CDB entre o período que vai de janeiro de 1975 a setembro de 2000.⁴

1 Segundo Dimand (1999), a relação denominada de equação de Fisher já era estudada desde 1740 por meio dos trabalhos de William Douglass sobre a evolução da moeda nas colônias britânicas na América do Norte. Em *Appreciation and Interest* (1896) Fisher reconhece o trabalho pioneiro de Douglass.

2 Ou o contrário, como preconizado por Fama (1975).

3 A equação tradicional é dada por $i_t = r_t + \pi_t^e$ e indica que a taxa de juros nominal entre t e $t+1$, i , excede a taxa de juros real, r , entre t e $t+1$, pela taxa esperada de aumento dos preços entre t e $t+1$, π^e .

4 Vale (2001) apresenta os resultados utilizando mais três taxas de juros, Capital de Giro, Desconto de Duplicata e Taxas de juros sobre títulos estaduais, que, por questão de espaço, não serão aqui consideradas.

Além disso, na estimação não consideramos agentes neutros ao risco, mas permitimos que o grau de aversão ao risco do agente seja estimado explicitamente.

O artigo está organizado da seguinte maneira. Na segunda seção apresentamos um modelo teórico que incorpora incerteza na relação de Fisher. Na terceira seção discutimos a metodologia econométrica bem como os resultados obtidos. Na quarta seção resumimos as principais conclusões.

2 ASPECTOS TEÓRICOS DO EFEITO FISHER COM INCERTEZA

O modelo aqui apresentado baseia-se nos trabalhos de Sarte (1998), Shome, Smith e Pinkerton (1988), Chan (1994) e Lucas (1978). Supõe-se que a economia seja formada por um consumidor representativo que escolhe uma trajetória de consumo para maximizar o valor esperado descontado de uma função de utilidade separável num horizonte infinito. Vamos considerar que a função de utilidade seja duas vezes diferenciável com $u'(\cdot) > 0$ e $u''(\cdot) \leq 0$. Vamos assumir também que os indivíduos sejam idênticos em termos de suas dotações *per capita* e que estas sejam *nonstorable* e exógenas. A riqueza do indivíduo é composta de moeda, títulos de um período indexados pela inflação e títulos nominais de um período. Ao se fazer esta distinção entre títulos indexados e nominais estamos separando os efeitos inflacionários dos efeitos reais do modelo.⁵ Dessa maneira, um título indexado adquirido no período t paga uma unidade de dotação com certeza no período $t+1$. O título nominal, por sua vez, está sujeito ao risco inflacionário, ou seja, um título nominal adquirido em t paga uma unidade de moeda cobrado sobre o rendimento na data $t+1$.

Vamos supor ainda que a economia seja regida por uma restrição de *cash-in-advance* e que no início de cada período uma transferência monetária, $v_t M_{t-1}$, e um choque real de dotação, y_t , sejam percebidos. Ao receber a transferência e os *payoffs* dos títulos que estiverem vencendo o agente decidirá como alocar sua riqueza entre os encaixes monetários, M_t^d , os títulos indexados, z_t , e os títulos nominais, z_t^N . Ao fim das transações no mercado de ativos naquele período o indivíduo utiliza os encaixes monetários adquiridos no início do período para financiar seu consumo $p_t c_t$. Neste período o agente recebe sua nova dotação nominal $p_t y_t$, a qual será gasta no período seguinte. Percebam que c_{t-1} aparece na restrição orçamentária 2, pois é a diferença entre y_{t-1} e c_{t-1} que será usado como fonte de renda para alocar sua riqueza no momento seguinte. Outro ponto importante é que o choque de dotação y_t é realizado no final do período $t-1$ e usado no período seguinte. Por isso temos y_{t-1} e não y_t na restrição orçamentária. Em termos formais temos:

$$\text{Max} U = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(c_s), 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

sujeito às seguintes restrições

$$\frac{p_{t-1}}{p_t} c_{t-1} + q_t z_t + \frac{x_t}{p_t} z_t^N + \frac{M_t^d}{p_t} = \frac{p_{t-1}}{p_t} y_{t-1} + \frac{M_{t-1} + v_t M_{t-1}}{p_t} + z_{t-1} + \frac{z_{t-1}^N}{p_t} \quad (2)$$

e

$$c_t \leq \frac{M_t^d}{p_t} \quad (3)$$

5 Essa idéia de separar títulos nominais de indexados vem dos trabalhos de Labadie (1989, 1994), como citado em Sarte (1998, p. 55).

q_t e x_x correspondem ao preço real de um título indexado por um período e o preço de um título nominal de um período, respectivamente. E_t é o operador esperança condicional à informação em t . Resolvendo as condições de primeira ordem chegamos à seguinte equação de Euler:

$$u'(c_t) = \beta E_t (1 + r_t) u'(c_{t+1}), \quad (4)$$

onde $(1 + r_t) = 1/q_t$. A interpretação da equação acima é a tradicional. O lado esquerdo representa o benefício marginal em termos de utilidade de se consumir uma unidade da dotação hoje, enquanto o lado direito indica o custo de oportunidade de não se investir em uma unidade de dotação que renderia $(1 + r_t)$ no período seguinte.

Se considerarmos a possibilidade de poupar por meio do título nominal, a equação de Euler será:

$$\frac{u'(c_t)}{p_t} = \beta E_t R_t \frac{u'(c_{t+1})}{p_{t+1}} \quad (5)$$

onde $R_t = 1/x_t$. A interpretação desta equação é semelhante à anterior. De fato, o benefício marginal de se consumir uma unidade monetária adicional da dotação, com a unidade monetária valendo $1/p_t$ unidades da dotação, representa o lado esquerdo da equação. Se investir esse real adicional

num título nominal, o agente obterá $\frac{R_t}{p_{t+1}}$ unidades da dotação no período seguinte. Como vemos, novamente o lado direito representa o custo marginal de consumir um real adicional da dotação.

A equação (5) é a base do nosso estudo, já que estamos interessados em saber de que forma a inflação afeta a taxa de juros nominal. Para encontrarmos essa relação reescrevemos a equação (5)

considerando $\frac{p_{t+1}}{p_t} = \pi_{t+1}$, onde π_{t+1} é a taxa de inflação:

$$E_t \left[\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \pi_{t+1}^{-1} \right] = \beta^{-1} R_t^{-1} \quad (6)$$

Vamos supor que a função de utilidade seja do tipo CRRA:⁶

$$U(c_t) = \frac{c_t^{1-\lambda} - 1}{1-\lambda}$$

onde λ é o coeficiente de aversão relativa ao risco. Neste caso, $\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} = g_{t+1}^{-\lambda}$, com g_{t+1} sendo a taxa de crescimento do consumo. Assumindo que as variáveis g_{t+1} e π_{t+1} sejam distribuídas

⁶ Os trabalhos que tratam do efeito Fisher geralmente assumem a função CRRA. Sarte (1998) utiliza a função de utilidade chamada *keeping-up-with-the-joneses* para efeitos de comparação com a CRRA. Esta função supõe que os indivíduos consideram o consumo relativo nas suas preferências e tem a seguinte especificação (Abel, 1990):

$$u(c_t) = \frac{(c_t / C_{t-1})^{1-\lambda} - 1}{1-\lambda} \quad (*)$$

onde C_{t-1} é o consumo médio no período anterior. A diferença entre as equações (*) e (7) é que naquela é o consumo relativo das famílias que importa e não o consumo absoluto. Devido ao pouco uso dessa função na análise do efeito Fisher não a utilizaremos neste trabalho.

lognormalmente,^{7,8} temos que $g_{t+1}^{-\lambda}$ e π_{t+1}^{-1} também são distribuídas lognormalmente. Utilizando a segunda expressão da nota de rodapé 7, temos:

$$E_t[g_{t+1}^{-\lambda}\pi_{t+1}^{-1}] = E_t[g_{t+1}^{-\lambda}]E_t[\pi_{t+1}^{-1}]\exp[\lambda \text{cov}_t(\ln g_{t+1}, \ln \pi_{t+1})] \quad (8)$$

Substituindo a equação (8) na (6) e rearranjando os termos obtemos:

$$R_t = \beta^{-1}[E_t[g_{t+1}^{-\lambda}]^{-1}[E_t[\pi_{t+1}^{-1}]]^{-1}\exp[\text{cov}_t[\lambda \ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}]] \quad (9)$$

Utilizando a primeira expressão da nota de rodapé 3 para substituir $E_t[g_{t+1}^{-\lambda}]$ e tomando o logaritmo da equação (9) chegamos a um resultado empiricamente estimável:

$$\ln R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln E_t[\pi_{t+1}^{-1}] + \alpha_2 E_t[\ln g_{t+1}] + \alpha_3 \text{var}[\ln g_{t+1}] + \alpha_4 \text{cov}_t[\ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}] \quad (10)$$

onde $\alpha_0 = -\ln\beta$, $\alpha_1 = -1$, $\alpha_2 = \alpha_4 = \lambda$ e $\alpha_3 = -0.5\lambda^2$.

Da equação (10) fica claro que a equação de Fisher no sentido tradicional não vale mais. Nos modelos usuais costuma-se supor que os agentes sejam neutros ao risco, o que implica que $\lambda=0$. Neste caso, $\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=0$, e o efeito Fisher seria pleno, ou seja, apenas movimentos na expectativa do crescimento do poder de compra gerariam impactos na taxa de juros nominal. Entretanto, em ambientes de incerteza macroeconômica elevada, como o Brasil,⁹ é de se supor que os agentes não sejam neutros e sim avessos ao risco. Esse grau de aversão pode, então, ser medido por meio da relação entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de mudança do poder de compra da moeda e representa um prêmio de risco para compensar a incerteza adicional.¹⁰ Quando o aumento do poder de compra é positivamente relacionado com o crescimento do consumo, a taxa de juros nominal tende a subir, ocorrendo o contrário caso a relação seja negativa. Uma interpretação intuitiva dessa relação pode ser a seguinte: se a covariância é positiva e as duas taxas estão caindo, isto significa que o consumidor está perdendo poder de compra e diminuindo sua capacidade de consumo.¹¹ Para compensar as duas perdas (na riqueza e no consumo) ele exige uma taxa de juros nominal maior. Assim, o título nominal serve como um *poor hedge* contra flutuações não antecipadas no consumo. Por outro lado, quando o poder de compra no futuro for alto e o consumo baixo, a taxa de juros no presente torna-se baixa e o título nominal acaba servindo como um veículo de suavização do consumo (*smooth consumption*).¹²

Outro aspecto importante é a relação entre a taxa de juros real e o crescimento do consumo. O objetivo de Lucas (1978)¹³ ao propor seu modelo original baseava-se na idéia de que como o comportamento da taxa de juros nominal é incerto, já que a inflação é uma variável que somente passa a ser conhecida no período $t+1$, não haveria como estimar a taxa de juros real. Em vista dessa im-

7 Se duas variáveis são distribuídas lognormalmente, então:

$$E_t(X_{t+1}) = \exp[E_t(\ln X_{t+1}) + 0.5 \text{var}_t(\ln X_{t+1})] e$$

$$E_t(X_{t+1}Y_{t+1}) = E_t[X_{t+1}]E_t[Y_{t+1}]\exp[\text{cov}_t(\ln X_{t+1}, \ln Y_{t+1})] \text{ para todo } X \text{ e } Y$$

8 A hipótese de lognormalidade é comum nesse tipo de análise. Ver Shome *et al.* (1988) para uma aplicação semelhante feita para os Estados Unidos.

9 Os trabalhos de Issler (1991) e Issler *et al.* (1999) mostram que a incerteza advinda dos bruscos movimentos da inflação no Brasil existe e é elevada.

10 É importante frisar que o resultado obtido para o prêmio de risco não depende da inflação e sim do poder de compra da moeda (o inverso da taxa de inflação), pois é esta que de fato interessa ao investidor na sua decisão. Ver Shome, Smith e Pinkerton (1988) e Fama (1976) para mais detalhes.

11 Veremos em seguida que o crescimento do consumo está relacionado diretamente com a taxa de juros real.

12 Ver Chan (1994) para mais detalhes.

13 Ver Ireland (1996) para uma discussão sobre o artigo de Lucas.

possibilidade, a solução obtida considerava usar a taxa de crescimento do consumo como alternativa para se calcular a taxa de juros real, o que pode ser visto na equação de Euler (4). Se tomarmos o logaritmo dessa equação utilizando a função de utilidade CRRA e rearranjarmos, teremos:

$$\ln(1 + r_t) = -\ln\beta + \lambda \ln E_t[g_{t+1}] \quad (11)$$

Este termo é idêntico à soma do primeiro com o terceiro item do lado direito da equação (10). Assim, a estimação desta equação permite que obtenhamos um valor estimado para a taxa de juros real para cada t.

Finalmente, vale a pena olhar mais atentamente para o segundo termo do lado direito da equação (10). Em vários trabalhos costuma-se supor que $E_t[\ln \pi_{t+1}] = \ln[E_t[\pi_{t+1}^{-1}]]^{-1}$.¹⁴ Entretanto, sabe-se pela desigualdade de Jensen¹⁵ que essa relação não é verdadeira, principalmente quando a variância da inflação é elevada. Para mostrar isso, tomemos a seguinte expressão:

$$E_t[\pi_{t+1}^{-1}]^{-1} = \exp[E_t(\ln \pi_{t+1}) - 0.5 \text{var}(\ln \pi_{t+1})] \quad (12)$$

Aplicando logaritmo em (12) e rearranjando obtemos:

$$-\ln E_t[\pi_{t+1}^{-1}] = E_t[\ln \pi_{t+1}] - 0.5 \text{var}_t[\ln \pi_{t+1}] \quad (13)$$

Substituindo a equação (13) em (10) temos:

$$\begin{aligned} \ln R_t = & \alpha_0 + \alpha_1' E_t[\ln \pi_{t+1}] + \alpha_2 E_t[\ln g_{t+1}] + \alpha_3 \text{var}[\ln g_{t+1}] + \\ & \alpha_4 \text{cov}_t[\ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}] + \alpha_5' \text{var}_t[\ln \pi_{t+1}] \end{aligned} \quad (14)$$

onde $\alpha_1' = 1$ e $\alpha_5' = -0.5$

A diferença entre as equações (10) e (14) é que esta última envolve a inclusão da variância da taxa de inflação.

Assim, a equação (14) permite descobrir: 1) qual o grau do efeito Fisher; 2) se o coeficiente de aversão ao risco (λ) é significativo ou não (o que implica a existência de um prêmio de risco medido pela covariância); 3) se a desigualdade de Jensen é válida, ou seja, se o coeficiente α_5 é diferente de zero e estatisticamente igual a $-0,5$.

3 RESULTADOS OBTIDOS

3.1 Descrição dos dados

O período analisado vai de jan./1975 a set./2000. Devido à enorme profusão de índices de inflação no País, decidimos escolher o índice oficial do governo, pois este serviria melhor como indicador das expectativas do mercado em relação à inflação. Entre jan./1970 e out./1985 o índice oficial era o IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas; de nov./1985 a fev./1986 usou-se o IPCA-AMPLP (IBGE-Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística); de mar./1986 a fev./1991 o IPC

¹⁴ Ireland (1996), por exemplo, utiliza essa aproximação nas suas estimativas para o prêmio de risco nos EUA.

¹⁵ Para uma prova formal da desigualdade de Jensen, ver Mittelhammer (1996, p. 120). Uma discussão sobre essa desigualdade dentro dos modelos de incerteza pode ser apreciada em Sarte (1998) e Shome *et al.* (1988). Significa dizer que essa desigualdade vale somente se a função for côncava.

(IBGE), e de mar./1991 em diante o INPC (IBGE). Os dados foram obtidos em *Análise Financeira* (1989) para os números até dez./1988. A partir de jan./1989 utilizamos o índice apresentado na Revista *Cenários*.¹⁶

O índice oficial apresentado acima é calculado como uma média dos preços diários do começo ao fim do mês. Isto quer dizer que a inflação medida reflete mudanças da **média** dos preços do mês anterior para a **média** do mês corrente. Desta forma, um indicador mais preciso da inflação do mês fechado seria a média geométrica com pesos iguais das taxas de inflação de t e $t+1$. Como esse tipo de medida perde o significado com a mudança abrupta decorrente dos planos de estabilização, optou-se pela utilização dos índices fechados para o mês subsequente a cada plano de estabilização.¹⁷

Como ressaltado anteriormente, utilizamos o índice oficial por ser este o adotado pelo governo para balizar a taxa de juros real. Entretanto, as estimativas também serão feitas levando em conta o índice geométrico, e somente quando os resultados divergirem dos apresentados pelo índice oficial, serão apresentados.

Os dados existentes de taxas de juros no Brasil são relativamente recentes. Somente com a criação do mercado de capitais em 1964 e o fim da Lei da Usura e de outros obstáculos para a livre movimentação das taxas de juros¹⁸ é que estas passaram a ser sistematicamente apuradas. Apesar disso, em vez dos trabalhos tradicionais que costumam utilizar apenas um segmento do mercado de títulos,¹⁹ vamos utilizar dois. Isto porque, como discutido em Blumenschein (1994), existe uma correlação muito baixa entre as diversas taxas de juros no Brasil, diferentemente dos EUA, por exemplo.^{20,21} Para os nossos propósitos, isso quer dizer que não só o efeito Fisher pode ser diferente em cada um dos mercados como o grau de aversão ao risco e o prêmio de risco podem divergir entre as diferentes taxas.

A primeira taxa a ser considerada é a taxa de juros cobrada sobre os títulos públicos federais (*over-selic*) e representa o título mais negociado em cada período (LTN, ORTN etc.). Os dados foram obtidos em *Análise Financeira* (1989) e Revista *Cenários*.²² A segunda é a taxa do CDB pré-fixado.

Dois aspectos importantes devem ser considerados para efeito de estimação. Em primeiro lugar, entre junho de 1979 e dezembro de 1980 as taxas de juros reais apresentaram-se fortemente negativas devido aos limites impostos pelo governo para os empréstimos em cruzeiro como forma de forçar a captação de recursos externos (Resolução 63 e Lei n. 4131). Em segundo lugar, entre agosto de 1982 e janeiro de 1984 os CDBs foram, por força de lei, pós-fixados. Como forma de contornar este problema e manter a coerência da série utilizou-se a remuneração das letras de câmbio, que são necessariamente pré-fixadas. Todas as taxas foram obtidas em *Análise Financeira* (1989) para

16 O estudo do efeito Fisher no Brasil implica o uso de um índice de preço que seja balizado pelo governo. A escolha de uma cadeia de índices oficiais para cada período, como detalhado no artigo, é feita assim para captar as expectativas dos agentes em cada período de tempo. Adicionalmente, usamos esse índice para efeito de comparação com o trabalho sobre raiz unitária de Cati, Peron e Garcia (1999) que também o utiliza. Vale notar que devido ao caráter hiperinflacionário do período estudado não deveríamos ter diferenças entre os dois índices. Com efeito, no início do estudo fizemos uso paralelo do IGP-DI e do INPC apenas como forma de comparação com nosso estudo. Como esperado, não obtivemos resultados significativamente diferentes. Outro ponto importante é que o Banco Central passou a usar o IPCA a partir de julho de 1999 como índice oficial. Como o INPC e IPCA têm metodologias semelhantes e não apresentaram variações relevantes entre si, mantivemos o INPC no período completo entre 1991 e 2000.

17 Esse procedimento alternativo foi usado por Garcia (1991), tendo sido utilizado o IGP-DI como índice nas suas estimações principais. Cati *et al.* (1999) também utilizam a média geométrica com o objetivo de estudar a existência de raiz unitária na série de inflação brasileira.

18 Ver Rocha (1988) e *Andima* (1997) para uma abrangente discussão sobre o assunto.

19 Como o estudo de Garcia (1991), por exemplo, que usou somente o Certificado de Depósito Bancário (CDB) pré-fixado.

20 Os estudos empíricos do efeito Fisher para os EUA costumam usar as *Treasury Bills*, que seriam semelhantes às taxas de juros cobradas sobre os títulos emitidos pelo Banco Central.

21 A alta correlação entre os diversos mercados de títulos nos EUA permite dizer que o efeito Fisher poderia ser estimado para um único mercado. Entretanto, a simples correlação não capta as relações dinâmicas de curto e longo prazo entre a taxa de juros e a expectativa de inflação.

22 *Andima* (1997) apresenta dados semelhantes aos da *Análise Financeira* (1989).

os dados até 1988 e a partir daí na Revista *Cenários*.²³ A maturidade dos títulos varia de trinta dias a um ano e nenhuma série apresentada mantém um padrão constante de maturação ao longo do tempo. É importante observar, ainda, que consideramos as taxas de juros nominais descontados os impostos cobrados. Segundo Darby (1975), Feldstein (1976), Nielsen (1981) e Summers (1983), a existência de taxação sobre os rendimentos nominais eleva o efeito Fisher pleno para mais de um para manter a taxa de juros real constante. No caso com incerteza, a existência de taxação levaria a um efeito espúrio extra ao aumentar o prêmio de risco simplesmente porque a taxa de juros nominal seria maior do que a efetivamente percebida pelos agentes em relação à expectativa de inflação. A inclusão da taxação no nosso modelo pode ser feita multiplicando a taxa de juros nominal por um fator $(1-t)$ onde t é o imposto a ser cobrado. Quase todos os dados coletados nas publicações acima já vêm descontados da taxação, não sendo possível detectar as diversas modificações nas alíquotas ao longo do tempo.²⁴

Não existem dados de consumo com periodicidade mensal no Brasil. Mesmo os dados trimestrais existentes são estimados com base nos dados anuais, como em Issler *et al.* (1999). Entretanto, os testes de raiz unitária que serão feitos no item seguinte exigem que os dados de inflação e juros nominais sejam mensais, o que, para efeito de compatibilização com o modelo, exige que os dados de consumo também sejam mensais. Dada a inexistência de uma série longa de PIB mensal (só existem dados a partir de 1989, calculados pelo Banco Central), usamos a produção industrial de bens de consumo duráveis e não-duráveis²⁵ calculada pelo IBGE desde jan/1975 como *proxy* para nossa série de consumo. Todos os dados de consumo foram dessazonalizados.

3.2 Estimação

No que diz respeito às séries de taxa de inflação e taxa de juro nominal, uma questão importante é levantada por Cati *et al.* (1999) no que se refere à estacionariedade. Os testes padrões realizados pelos autores mostram que as séries não apresentam raiz unitária no período iniciado em jan/1974 até jun/1993. Segundo suas estimativas, a inflação apresenta “mais estacionariedade” no período da década de 80 do que na década de 70. Esse resultado parece ser paradoxal se levarmos em conta o caráter hiperinflacionário da década de 80 em relação à inflação moderada observada na década de 70. De fato, quando os autores propõem modificações no formato dos testes por meio da introdução de *dummies* específicas aos planos de estabilização os resultados passam a indicar a presença de uma raiz unitária.²⁶ A razão disso é que a existência de planos de estabilização de curta duração altera as propriedades estatísticas das variáveis, levando a rejeitar a hipótese de raiz unitária mais vezes do que o correto. A análise dos autores supõe que os planos de estabilização tenham duração pequena e conhecida, o que não ocorre quando consideramos a introdução do Plano Real

23 As duas publicações apresentam dados compatíveis, pois a primeira é um apanhado das taxas apresentadas na Revista *Cenários*.

24 *Andima* (1997) e *Análise Financeira* (1989) apresentam mais detalhes sobre a taxação sobre os rendimentos nominais.

25 A estimativa usando a subdivisão entre duráveis e não-duráveis pode ser justificada pelo fato de que é difícil calcular o fluxo de serviços dos duráveis com os dados existentes. Por questão de espaço, apenas as estimativas usando consumo de não-duráveis serão utilizadas.

26 Os planos de estabilização considerados bem como sua duração estão na tabela abaixo

Planos de estabilização e duração		
Planos	Período	Duração (meses)
Cruzado	1986:03 – 1986:107	
Bresser	1987:07 – 1987:09	3
Verão	1989:02 – 1989:04	3
Collor 1	1990:03 – 1990:05	3
Collor 2	1991:02 – 1991:06	5
Real	1994:07 – 2000:09	75

Nota: O Plano Real considera 75 meses devido à data final do período analisado.

no período observado. Neste caso, devemos entender o Plano Real como uma mudança permanente nas séries de inflação e juros, ou seja, o período iniciado em junho/94 representaria uma quebra estrutural com data de quebra conhecida. Isso nos leva aos testes de Perron (1989, 1995) para quebra estrutural que serão utilizados conjuntamente com o teste sugerido por Cati *et al.* (1999).

Para contornar o problema da presença de *inliers* devido aos planos de estabilização, Cati *et al.* (1999) sugerem a seguinte especificação:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t] + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-i} + v_t \quad (15)$$

onde j refere-se ao plano j e

$DB(j)_t = 1$ para o primeiro mês depois do fim do plano j e $DB(j)_t = 0$ para o resto da série (*pulse dummy*) e

$D(j)_t = 1$ durante a vigência do plano j e $D(j)_t = 0$ para o resto da série (*level dummy*)

$DA(j)_t = 1$ para o primeiro mês do plano j e $DA(j)_t = 0$ para o resto da série (*pulse dummy*)

Para o nosso período de análise completo, que considera o período pós-Plano Real, precisamos considerar ainda *dummies* que incorporem a quebra permanente da série advinda da estabilização. Assim, devemos incorporar à equação (15) *dummies* que levem em conta essa quebra permanente. Partindo da equação mais geral (com uma *pulse dummy* e uma *level dummy*) estimamos a seguinte equação:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t] + \gamma y_{t-1} + \omega DL_t + \varphi DP_t + \psi DT_t + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-i} + v_t$$

onde o terceiro termo do lado direito representa as *dummies* dos planos fracassados (de curta duração) e os quinto, sexto e sétimo termos representam as *dummies* do Plano Real (mudança permanente).

Tabela 1 – Teste de raiz unitária de DF-Cati-Perron-Garcia

Séries	Períodos	
	1975:01 a 2000:09	1975:01 a 1994:06
Índice Oficial de Inflação	-0.43**	0.18**
Overnight	-1.46**	-0.26**
CDB	-0.80**	-0.81**

Nota: todas as séries estão em logaritmo. ** indica a presença de raiz unitária a 5%. Para o período de 1975:01 a 1994:-6 o valor crítico a 5% é o de Fuller (1976): -3.41. Para o período de 1975:01 a 2000:09 o valor crítico é de Perron (1989) e é dado de acordo com o período de quebra. Considerando que a quebra se dá no 247 mês e o número de observações é de 309, temos que o tempo de quebra relacionado à amostra total é de $\lambda = 247/309 \approx 0.8$. Utilizando a tabela VI.B e o valor de 0.8 para a quebra temos que o valor crítico é de -4.04 a 5%.

Os resultados da Tabela 1 mostram que podemos aceitar a hipótese de raiz unitária para todas as variáveis e para todos os períodos considerados. Os resultados para consumo não-durável mostram que se rejeita a hipótese de raiz unitária utilizando o teste ADF tradicional. Para o período de 75 a 94 obtém-se um valor de -11.99 , e para o período completo -13.08 , indicando rejeição da hipótese nula de não estacionariedade ao nível de 5%.

Dada a não rejeição de raiz unitária para as séries de inflação e juros, consideramos, a partir de agora, a primeira diferença dessas séries para a estimação das variâncias e covariância usadas na equação (14). A melhor maneira de estimar essas variáveis é usar um GARCH bivariado com a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha_2 + \alpha_3 z_t + v_t \\ H_t &= C' C + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A_{ik} \eta_{t-1} \eta_{t-1}' A_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p G_{ik} H_{t-i} G_{ik} \end{aligned} \quad (17)$$

onde π_t é a taxa de inflação, y_t é a taxa de crescimento do consumo e x_t e z_t são variáveis explicativas que servem para captar o processo estocástico da inflação e do consumo. A terceira equação mostra o processo de variância-covariância, onde C , A_{ik} e G_{ik} são matrizes $n \times n$ de parâmetros com C triangular. K determina a generalidade do processo.

Essa especificação é chamada de BEKK, e é devida a Engle *et al.* (1995). A vantagem desse modelo em relação a outros é que a representação para a matriz H_t garante que ela seja positiva definida para todos os valores de η_t e, adicionalmente, que existam menos parâmetros para estimar do que em representações Vec tradicionais.²⁷

Para evitar a estimação de um número excessivo de parâmetros supomos um GARCH-M (1,1), onde H_t é dado por:

$$H_t = C' C + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1}^2 & \varepsilon_{t-1} v_{t-1} \\ v_{t-1} \varepsilon_{t-1} & v_{t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \quad (19)$$

Usamos o método de estimação de quase máxima verossimilhança proposto por Bollerslev e Wooldridge (1992). O estimador é consistente para não normalidade dos resíduos, o que é uma característica comum nesse tipo de modelagem. Finalmente, na estimação utilizamos o algoritmo de otimização numérica de Berndt *et al.* (1974), mais conhecido como BHHH. Testes de Ljung-Box e LM também serão usados para identificar se não há mais estruturas GARCH nos resíduos. Os resultados das estimações são apresentados nas Tabelas 2 e 3.

As variáveis que vamos usar na equação (14) são as previsões feitas a partir das três equações nas Tabelas 2 e 3. Testes de raiz unitária sobre as previsões da variância e covariância mostraram que estas são estacionárias.²⁸

Para estimar a equação (14) usamos o procedimento de co-integração. Temos seis variáveis no seguinte vetor auto-regressivo

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \Psi D_t \quad t = 1, \dots, T$$

27 Veja Bollerslev *et al.* (1995) e Engle *et al.* (*op. cit.*) para mais detalhes.

28 O teste para a variância da inflação não foi conclusivo, mas esse resultado se deve à presença de *inliers* decorridos dos planos de estabilização.

onde $X_t = \{\text{juros nominais, inflação, taxa de crescimento do consumo, variância da inflação, variância do consumo, covariância}\}$, $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$ são i.i.d. $N_p(0, \Sigma)$ e D_t são as *dummies* dos planos. No caso tradicional, supõe-se que essas *dummies* sejam apenas sazonais, mas no nosso caso estas incluem as *dummies* dos planos de estabilização como definidas nos testes de raiz unitária.

Tabela 2 – GARCH bivariado – Inflação e consumo de não-duráveis – 1975 a 2000

$$\Delta\pi_t = 0.073\Delta\pi_{t-1} - 0.034\Delta\pi_{t-3} + 0.236\varepsilon_{t-1} - 0.196\varepsilon_{t-2} - 0.133\text{cruzado} - 0.164\text{bresser}$$

0.042 0.025 0.089 0.075 0.036 0.03

$$- 0.293\text{verao} - 0.278\text{collor1} - 0.067 - 0.342\text{real} + 18.965\sigma_{\Delta\pi}^2$$

0.008 0.079 0.008 5.533

$$\Delta C_t = -0.468\Delta C_{t-1} - 0.153\Delta C_{t-2} - 0.131\Delta C_{t-4} - 0.116\Delta C_{t-5} + 0.058\Delta C_{t-6}$$

0.059 0.059 0.062 0.06 0.051

$$+ 0.050\Delta C_{t-7} - 0.304\text{collor1}$$

0.054 0.039

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t}^2 & 0 \\ \sigma_{12,t}^2 & \sigma_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0001 & 0.059 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.01 & 0.059 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.878 & 0 \\ 0 & -0.704 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.878 & 0 \\ 0 & -0.704 \end{bmatrix}$$

0.016 0.016 0.016 0.273

$$+ \begin{bmatrix} 0.504 & 0 \\ 0 & 0.210 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.504 & 0 \\ 0 & 0.210 \end{bmatrix}$$

0.04 0.04 0.112 0.112

Inflação

Consumo de não-duráveis

Ljung-Box Q(24) = 29.07

Ljung-Box Q(24) = 25.61

Ljung-Box Q²(24) = 25.90

Ljung-Box Q²(24) = 17.31

Estatística LM – TR² = 4.98

Estatística LM – TR² = 4.25

Nota: As regressões de inflação incluíram as *dummies* dos planos de estabilização, e as de consumo incluíram uma *dummy* para o Plano Collor 1.

Como os resíduos não apresentaram normalidade, usamos o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas.

Tabela 3 – GARCH bivariado – Inflação e consumo de não-duráveis – 1975 a 1994

$$\Delta\pi_t = 0.067\Delta\pi_{t-1} - 0.095\Delta\pi_{t-3} + 0.257\varepsilon_{t-1} - 0.187\varepsilon_{t-2} + 0.187\varepsilon_{t-3} + 0.170\varepsilon_{t-4} - 0.136\text{cruzado} - 0.166\text{bresser}$$

$$\begin{matrix} 0.031 & & 0.023 & & 0.082 & & 0.078 & & 0.078 & & 0.082 & & 0.037 & & 0.037 \end{matrix}$$

$$-0.286\text{verao} - 0.288\text{collor1} - 0.067 + 27.551\sigma_{\Delta\pi}^2$$

$$\begin{matrix} 0.008 & & 0.085 & & 0.008 & & 8.318 \end{matrix}$$

$$\Delta C_t = -0.012 - 0.510\Delta C_{t-1} - 0.157\Delta C_{t-2} - 0.139\Delta C_{t-4} - 0.172\Delta C_{t-5} + 0.145\Delta C_{t-6}$$

$$\begin{matrix} 0.007 & & 0.061 & & 0.065 & & 0.079 & & 0.098 & & 0.076 \end{matrix}$$

$$-0.132\Delta C_{t-7} - 0.334\text{collor1}$$

$$\begin{matrix} 0.057 & & 0.039 \end{matrix}$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t}^2 & 0 \\ \sigma_{12,t}^2 & \sigma_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0003 & -0.04 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0003 & -0.04 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.923 & 0 \\ 0 & -0.762 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.923 & 0 \\ 0 & -0.762 \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0.386 & 0 \\ 0 & 0.281 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.386 & 0 \\ 0 & 0.281 \end{bmatrix}$$

Inflação	Consumo de nao-duráveis
Ljung-Box Q(24) = 26.96	Ljung-BoxQ(24) = 24.35
Ljung-Box Q ² (24) = 32.71	Ljung-BoxQ ² (24) = 17.83
Estatística LM-TR ² = 45.77	Estatística LM - TR ² = 5.22

Nota: As regressões de inflação incluíram as *dummies* dos planos de estabilização, e as de consumo incluíram uma *dummy* para o Plano Collor 1.

Como os resíduos não apresentaram normalidade, usamos o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas.

As Tabelas 4 a 7 apresentam os testes de co-integração, sendo o primeiro o de máxima verossimilhança e o segundo a estatística do traço. Os valores apresentados na coluna à direita desses testes são as correções de Reimers (1992). Logo abaixo está o teste sobre as restrições da equação (14).

Tabela 4 – Co-integração usando taxa *overnight* e consumo de não-duráveis: 1975 a 2000

H0:posto=p	-Tlog(1-mu)	usando T-nm	95%	-Tsum log(.)	usando T-nm	95%
p=0	132.7**	119.3**	40.3	387.7**	348.4**	102.1
p<= 1	93.87**	84.36**	34.4	254.9**	229.1**	76.1
p<= 2	75.72**	68.05**	28.1	161.1**	144.8**	53.1
p<=3	57.64**	51.8**	22.0	85.35**	76.7**	34.9
p<=4	20.88**	18.76*	15.7	27.71**	24.9**	20.0
p<=5	6.834	6.142	9.2	6.834	6.142	9.2

Equação estrutural supondo (14)						
LO	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-1.047	-1.57	0.5	0.093	1.57	0.0011
(0.12)						

LR-test, posto-5, $\chi^2(1) = 0.44 [0.50]$

Nota: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LO, da taxa over, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha das defasagens foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o *overnight*, o número de defasagens do VAR foi 3, sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão de constante apenas no espaço de co-integração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca das variáveis do lado direito, tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca.

Tabela 5 – Co-integração usando taxa *overnight* e consumo de não duráveis: 1975 a 1994

H0:posto=p	-Tlog(1-mu)	usando T-nm	95%	-Tsum log(.)	usando T-nm	95%
p==0	123.1**	113.4**	40.3	365.5**	336.7**	102.1
p<= 1	103**	94.84**	34.4	242.4**	223.3**	76.1
p<= 2	67.2**	61.89**	28.1	139.4**	128.4**	53.1
p<=3	34.39**	31.67**	22.0	72.24**	66.5**	34.9
p<=4	31.94**	29.42*	15.7	37.85**	34.8**	20.0
p<=5	5.905	5.439	9.2	5.905	5.439	9.2

Equação estrutural supondo (14)

LO	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.517 (0.13)	-9.62	0.5	46.32	9.62	-0.056

LR-test, posto-5, $\chi^2(1) = 0.05 [0.82]$

Nota: igual a Tabela 4.

Tabela 6 – Co-integração usando taxa CDB e consumo de não-duráveis: 1975 a 2000

H0:posto=p	-Tlog(1-mu)	usando T-nm	95%	-Tsum log(.)	usando T-nm	95%
p==0	164.5**	154.7**	40.3	474.9**	446.7**	102.1
p<= 1	133.9**	126**	34.4	310.5**	292**	76.1
p<= 2	94.09**	88.5**	28.1	176.5**	166**	53.1
p<=3	57.94**	54.5**	22.0	82.42**	77.52**	34.9
p<=4	14.88	13.99	15.7	24.48**	34.8**	20.0
p<=5	9.605*	9.035	9.2	9.605*	9.035	9.2

Equação estrutural supondo (14)

LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.89 (0.06)	-2.32	0.5	2.69	2.35	-0.02

LR-test, posto-5, $\chi^2(1) = 5.17 [0.02]$

Nota: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCDB, da taxa de juros do Certificado de Depósito Bancário, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha das defasagens foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn, e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o CDB, o número de defasagens do VAR foi 3, sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão de constante apenas no espaço de co-integração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca das variáveis do lado direito, tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca.

Tabela 7 – Cointegração usando taxa CDB e consumo de não-duráveis: 1975 a 1994.

H0:posto=p	-Tlog(1-mu)	usando T-nm	95%	-Tsum log(.)	usando T-nm	95%
p==0	183**	173.4**	40.3	493.4**	467.5**	102.1
p<= 1	136.9**	129.7**	34.4	310.4**	294.2**	76.1
p<= 2	97.69**	92.57**	28.1	173.5**	164.4**	53.1
p<=3	42.32**	40.1**	22.0	75.82**	71.84**	34.9
p<=4	22.28**	21.11**	15.7	33.5**	31.74**	20.0
p<=5	11.22*	10.63*	9.2	11.22*	10.63*	9.2
Equação estrutural supondo (14)						
LCDB	LI	LCONNSA	varinf	varconn	covar	constante
1.0000	-0.72 (0.10)	-7.89	0.5	31.15	7.89	0.21
LR-test, posto-5, $\chi^2(1) = 2.38 [0.12]$						

Nota: igual a Tabela 6.

Como salientado anteriormente, a presença de variáveis estacionárias aumenta o número de vetores de co-integração, mas não indica, necessariamente, que cada um dos vetores tenha um significado econômico distinto. No nosso caso, importa o resultado de um dos vetores e a sua identificação de acordo com a forma estrutural apresentada pela equação (14).

O primeiro resultado a ser destacado é o de a hipótese de co-integração ter sido aceita em todas as estimativas realizadas. Além de testar a forma estrutural da equação (14), estimamos os vetores de co-integração com restrições impostas no vetor de longo prazo (β) e no vetor de curto prazo (α). A restrição imposta nesse último pode ser considerada como um teste de exogeneidade fraca onde testamos a hipótese de que os componentes de volatilidade e a taxa de crescimento do consumo seriam exógenos. Os testes de restrição sobre α e β foram feitos conjuntamente e utilizou-se o teste de razão de verossimilhança (LR) como estatística de decisão, como proposto em Johansen e Juselius (1992) e Johansen (1991). Vale dizer que os testes indicaram que todas as variáveis do lado direito da equação (14) foram consideradas fracamente exógenas.

Os coeficientes relativos ao efeito Fisher pleno são estatisticamente menores do que 1,²⁹ como costumeiramente são encontrados na literatura brasileira³⁰ e internacional, o que é devido à presença do prêmio de risco da inflação. Como o risco inflacionário nos países desenvolvidos é relativamente pequeno, justifica-se desconsiderar a existência de prêmio de risco, e mesmo quando se estima tais valores os resultados são geralmente insignificantes. Mas no caso de países com histórico de inflação elevada essa desconsideração não se justifica, como pode ser observado pelos valores estimados. No caso do CDB, taxa comumente usada em outros estudos, a resposta da taxa de juros

29 Os desvios padrões dos coeficientes são apresentados nas Tabelas de 4 a 6 e apenas a taxa over no período completo apresentou coeficiente estatisticamente igual a 1.

30 O exemplo mais recente de estimação para o caso brasileiro detectou um efeito Fisher pleno de um para um. Ver Carneiro *et al.* (2002).

à inflação é de apenas 0.72 para o período que vai até 94, mas é de 0.89 para o período completo. O mesmo comportamento pode ser observado na taxa over.³¹

O resultado mais interessante, contudo, é o que se refere à estimação do coeficiente de aversão ao risco. Para o período que vai até 1994, ou seja, antes da implementação do Plano Real, o valor estimado é de 9.6 para a taxa over e 7.8 para o CDB. Se compararmos esses resultados com os do período completo vemos que este último apresenta valores bem menores: 1.57 e 2.32 para a taxa over e CDB, respectivamente. Este comportamento durante hiperinflações é consistente com o observado em outros países que passaram por períodos inflacionários, como é o caso de Israel.³² Usando metodologia diferente, Balsam *et al.* encontraram um coeficiente de aversão ao risco igual a 5 para o período hiperinflacionário israelense, o que é condizente com nossos resultados, uma vez que o período hiperinflacionário israelense foi mais moderado que o brasileiro.

Uma possível explicação para esse prêmio de risco elevado pode ser a expectativa de que uma "catástrofe" econômica venha a ocorrer e o governo seja obrigado a dar um *default* na dívida. A idéia é de que os investidores estão racionalmente preocupados com a probabilidade de que algo inesperado venha a interromper o fluxo de pagamentos dos juros dos títulos, e essa insegurança se reflete num prêmio de risco maior. Esse tipo de explicação vem sido sugerida na literatura de *equity premium puzzle* para justificar o elevado *equity premium* observado nas estimativas, e é geralmente chamado de *survivorship bias* (viés de sobrevivência).³³

4 CONCLUSÃO

O presente artigo buscou estimar o componente de incerteza inflacionária embutida nas taxas de juros nominais. Incluindo o período hiperinflacionário das décadas de 80 e 90 conseguimos identificar um efeito Fisher menos forte do que o normalmente encontrado na literatura sobre o tema no Brasil. Com efeito, entre 1975 e 1994, antes do Plano Real, o coeficiente de Fisher para o CDB foi de 0.72 contra 0.89 para o período completo, incluindo o Plano Real. Tal comportamento foi detectado igualmente na taxa de juro *overnight*. A razão para esse descasamento é a não consideração de um prêmio de risco inflacionário nas estimadas feitas anteriormente. De fato, esse prêmio de risco não apenas é significativo como também indica que os agentes tinham um grau de aversão ao risco essencialmente mais elevado durante o período hiperinflacionário do que no período completo. Tal comportamento pode ser explicado como um "viés de sobrevivência". Como os agentes racionalmente não sabem se o governo vai conseguir honrar seus títulos, eles pedem um prêmio de risco para compensar esse fator. Esse viés é geralmente usado para explicar o *equity premium puzzle* no caso de economias com comportamento esperado ruim, o que parece ser o caso brasileiro dos anos 80 e 90.

BIBLIOGRAFIA

Abel, A. B. Asset prices under habit formation and catching-up with the Joneses. *American Economic Review*, v. 80, p. 38-42, 1990.

Análise Financeira. *Taxa de juros no Brasil*. Segunda edição. 1989.

31 Esse comportamento também foi observado nas taxas de juros de capital de giro, desconto de duplicata e juros sobre títulos estaduais usadas em Vale (2001). Por questão de espaço, não serão aqui apresentadas.

32 Ver Balsam (1998) para mais detalhes sobre o caso israelense.

33 Ver Brown *et al.* (1995) e Siegel *et al.* (1997) para mais detalhes.

- Andima. *Taxas de juros: um amplo estudo sobre o mercado aberto no Brasil. Séries Históricas*. 1997.
- Balsam, A.; Kandel, S.; Levy, O. Ex-ante real rates and inflation risk premiums: a consumption-based approach. *Rodney L. White Center for Financial Research Working Papers 22-98*, Wharton School Rodney L. White Center for Financial Research, 1998.
- Berndt, E. K.; Hall, B. H.; Hall, R. E.; Hausman, J. Estimation and inference in nonlinear structural models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 3, p. 653-665, 1974.
- Bollerslev, T.; Chou, R. Y.; Kroner, K. F. ARCH modeling in Finance. *Journal of Econometrics*, v. 52, p. 5-59, 1992.
- Bollerslev, T.; Wooldridge, J. Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamics models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, v. 11, p. 143-172, 1992.
- Britto, N. O. Inflação e o mercado de Letras do Tesouro Nacional. *Revista Brasileira de Economia*, abril 1979.
- Brown, S.; Goetzmann, W.; Ross, S. Survival. *Journal of Finance*, v. 50, p. 853-874, 1995.
- Cagan, P.; Gandolfi, A. The lag in monetary policy as implied by the time pattern of monetary effects on interest rates. *American Economic Review Papers and Proceedings*, v. 59, p. 277-284, 1969.
- Cenários*, Revista. Editora BBT. Vários números.
- Blumenschein, F. N. *Essays on macroeconomics policy and the institutional framework of the financial market in Brazil*. 1994. Tese (Doutorado). Cornell University.
- Carneiro, F.; Divino, J. A. C. A.; Rocha, C. A. Revisiting the Fisher hypothesis for the case of Argentina, Brazil and Mexico. *Applied Economics Letters*, v. 9, p. 95-98, 2002.
- Cati, R. C.; Garcia, M. G. P.; Perron, P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 27-56, 1999.
- Chan, L. K. C. Consumption, inflation risk and real interest rates: an empirical analysis. *The Journal of Business*, v. 67, n. 1, p. 69-96, 1994.
- Darby, M. R. The financial and tax effects of monetary policy on interest rates. *Economic Inquiry*, v. 13, p. 266-269, 1975.
- Dimand, R. W. Irving Fisher and the Fisher relation: setting the record straight. *Canadian Journal of Economics*, v. 32, n. 3, p. 744-750, 1999.
- Durlauf, S.; Hall, R. *A signal extraction approach to recovering noise in expectations based models*. Stanford University, 1989. Mimeografado.
- Engle, R.; Kroner, K. F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, v. 11, p. 122-150, 1995.
- Fama, E. Short-term interest rates as predictors of inflation. *American Economic Review*, v. 65, p. 269-282, 1975.
- _____. Inflation uncertainty and expected returns on Treasury Bills. *Journal of Political Economics*, v. 84, p. 427-448, 1976.
- Feldstein, M. Inflation, income taxes and the rate of interest: a theoretical analysis. *American Economic Review*, v. 66, 1976.
- Fisher, I. *Appreciation and interest*. Nova York: Macmillan, 1986.
- _____. *The rate of interest*. Nova York: Macmillan, 1907
- Garcia, M. G. P. *The formation of inflation expectation in Brazil*. 1991. Tese (Doutorado). Stanford University.
- Ireland, P. N. Long-term interest rates and inflation: a fisherian approach. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, v. 82, n. 1, p. 21-35, 1996.
- Issler, J. V. Inflation and level uncertainty: evidence using Brazilian data. *Revista Brasileira de Economia*, v. 45, n. 3, p. 473-482, 1991.

- _____. *Estimating and forecasting the volatility of Brazilian finance series using ARCH models*. Seminários EPGE-FGV. Rio de Janeiro, Julho/99.
- Issler, J. V.; Carvalho, L.; Reis, E.; Blanco, F. *Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente*. Seminário n. 12. Instituto de Pesquisas Econômicas. Universidade de São Paulo, 1999.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- _____. Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in the presence of linear trend. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- Johansen, S.; Juselius, K. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 211-244, 1992.
- Labadie, P. Stochastic Inflation and the equity premium. *Journal of Monetary Economics*, v. 24, p. 277-298, 1989.
- _____. The term structure of interest rates over the business cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 18, p. 671-198, 1994.
- Lucas, R. Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, v. 49, p. 1429-1445, 1978.
- Meirelles, A. C. A expectativa de variações do nível de preços e a taxa de juros: o caso brasileiro – 1961/1970. *Ensaio Econômico*, APEC, 1974.
- Mittelhammer, R. C. *Mathematical statistics for economics and business*. Nova York: Springer-Verlag, 1996.
- Nelson, C. R.; Plosser, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- Nielsen, N. C. Inflation and taxation: nominal and real rates of return. *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 261-270, 1981.
- Osterwald-Lenum, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ml cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, p. 461-472, 1992.
- Perron, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, p. 1361-1401, 1989.
- _____. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: Bhaskara Rao, B. (ed.), *Cointegration for the applied economist*. St. Martin's Press, 1994.
- Reimers, H. E. Comparison of tests for multivariate cointegration. *Statistical Papers*, v. 33, p. 335-359, 1992.
- Rocha, R. *Juros e inflação: uma análise da equação de Fisher para o Brasil*. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas. Série Teses, n. 15, 1988.
- Sarte, P-D. G. Fisher's equation and the inflation risk premium in a simple endowment economy. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, v. 84, n. 4, p. 53-72, 1998.
- Shome, D. K.; Smith, S. D.; Pinkerton, J. M. The purchasing power of money and nominal interest rates: a re-examination. *Journal of Finance*, v. 43, n. 5, p. 1113-1126, 1988.
- Siegel, J. J.; Thaler, R. Anomalies: the equity premium puzzle. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 1, p. 191-200, 1997.
- Silveira, A. M. Interest rates and rapid inflation: the evidence from the Brazilian economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 3, p. 794-805, 1973.
- Summers, L. H. The non-adjustment of nominal interest rates: a study of the Fisher effect. In: Tobin, J. (ed.), *Symposium in memory of Arthur Okun*. Washington, D. C.: The Brookings Institute, 1983.
- Vale, S. R. *Uma avaliação empírica do efeito Fisher com incerteza no Brasil*. 2001. Dissertação (Mestrado), Departamento de Economia, Universidade de São Paulo.

PRODUÇÃO DE CAMARÃO MARINHO EM CATIVEIRO: UMA ANÁLISE DE EFICIÊNCIA TÉCNICA, ALOCATIVA E DE CUSTOS

Josemar Pereira de Sousa Júnior[§]

Ahmad Saeed Khan[⌘]

Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima[†]

Raúl Mario Malvino Madrid[‡]

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi analisar as eficiências técnica, alocativa e de custos da carcinicultura por meio da análise envoltória de dados. Os resultados mostraram 38 carcinicultores tecnicamente eficientes e 30 ineficientes, necessitando, assim, reduzir o uso dos insumos em até 19,11%. As medidas de eficiência alocativa e de custos sugeriram reduções na ineficiência de combinação dos insumos e custos produtivos para maximizar lucro. A combinação ótima dos insumos reduziria em 37,13% o custo operacional dos ineficientes. Concluiu-se que existe má combinação dos insumos provocando a não maximização do lucro, apesar da enorme lucratividade do setor.

Palavras-chave: carcinicultura, análise envoltória de dados, eficiências técnica, alocativa e de custos.

ABSTRACT

The objective of this study was to analyze the technical, allocative and costs efficiency of shrimp aquaculture by using data envelopment analysis technique. The results showed that 38 shrimp farmers are technically efficient and 30 are inefficient, requiring to reduce the use of inputs by 19,11%. Measures of allocative efficiency and of costs suggested a reduction in the inefficiency of combination of the inputs use and productive costs to maximize profit. The optimum combination of the inputs would reduce by 37,13% the operational cost of the inefficient ones. It was concluded that bad combination of the inputs is not allowing to maximize profit, in spite of the enormous profitability of the sector.

Key words: shrimp aquaculture, data envelopment analysis, technical, allocative, costs efficiency.

JEL classification: Q12, Q13, C61, C65.

[§] Mestre em Economia Rural – Doutorando em Economia PIMES/UFPE. E-mail: sousajuniorufc@aol.com

[⌘] Ph.D. em Economia Rural – Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola – Universidade Federal do Ceará. E-mail: saeed@ufc.br.

[†] Doutora em Economia Aplicada – Professora Adjunto do Departamento de Economia Agrícola – Universidade Federal do Ceará. E-mail: pvpslima@ufc.br.

[‡] Doutor em Engenharia de Alimentos – IBAMA/DF. E-mail: raulmalvino@aol.com.

Recebido em outubro de 2003. Aceito em dezembro de 2004.

1 INTRODUÇÃO

A carcinicultura brasileira, apesar do extraordinário crescimento da produção cultivada entre 1997 e 2001, de 3.600 para 40.000 toneladas, ainda coloca o Brasil na condição de produtor relativamente pequeno no âmbito mundial. No entanto, no ano 2001, o sistema brasileiro de produção de camarão marinho cultivado sustentou uma produtividade nacional de 4.706 kg/ha/ano. Este nível de produtividade situa o Brasil entre os primeiros países em produtividade do mundo e isto se deve principalmente à adaptação da espécie *Litopenaeus vannamei* às condições dos ecossistemas costeiros do País, os quais apresentam condições de clima, água e solo excepcionalmente favoráveis ao desenvolvimento da aqüicultura em geral. (Rocha e Rodrigues, 2002).

Uma demonstração clara do potencial da costa brasileira para a carcinicultura está no fato de que, mesmo com restrições de temperatura para o desenvolvimento do camarão durante o período de inverno, alguns Estados das regiões Sudeste e Sul estão demonstrando a viabilidade técnica e econômica da produção comercial do *L. vannamei*, com a realização de dois ciclos de produção por ano. Em Santa Catarina, por exemplo, com uma carcinicultura de pequenos produtores, alguns empreendimentos vêm obtendo elevada produtividade, o que situa as duas regiões brasileiras mencionadas em posição de igualdade com vários países asiáticos e centro-americanos, nos quais a produção de camarão confinado tem lugar de destaque. (DPA/MAPA e ABCC, 2001).

A produção nacional está concentrada na região Nordeste, onde foram produzidas 37.575 toneladas de camarão, representando 94,0% da produção total. O Estado do Ceará¹ ocupa o primeiro lugar em volume de produção, com 11.333 toneladas, e revela o melhor nível de produtividade: 7.002 kg/ha/ano. (Rocha e Rodrigues, 2002).

Em relação aos estuários costeiros do País, as vantagens comparativas para o desenvolvimento do camarão marinho cultivado ficam evidenciadas pelos favoráveis parâmetros ecológicos e biológicos que prevalecem nessas áreas estuarinas, particularmente naquelas localizadas na costa do Nordeste. Nas zonas adjacentes aos manguezais da faixa costeira, que se estendem do sul da Bahia ao norte do Maranhão (3.500 km), onde a viabilidade de produção agrícola é limitada ou inexistente pela condição de solos arenosos e água salobra, o cultivo do camarão marinho se apresenta como uma das raras opções econômicas com nível de rentabilidade suficiente para gerar renda e emprego e modificar o quadro de pobreza rural que predomina nessas zonas. (DPA/MAPA e ABCC, 2001).

A carcinicultura marinha brasileira tem maiores vantagens comparativas quando analisada no contexto das vantagens oferecidas por outros países. Entretanto, o fato de o Brasil se destacar no âmbito mundial por ter alcançado a maior produtividade média nos cultivos, o que naturalmente é um mérito para o País, não significa, necessariamente, que seja mais competitivo. Primeiro, porque o camarão que o Brasil exporta é do tipo pequeno, cujos preços no mercado internacional são, proporcionalmente, um pouco mais reduzidos. Segundo, porque os preços de venda obtidos pelo Brasil para a mesma classificação (camarões pequenos) têm sido menores que os auferidos por outros países, provavelmente pelo fato de o cultivo de camarão brasileiro ser uma prática nova e, portanto, ainda pouco conhecida no mercado. (Madrid, 2002).

Perpetuando-se a tendência de queda nos preços do camarão no mercado internacional nos níveis de 2001 e 2002, que atingiu todos os tamanhos e tipos de produto (derivados), muitos países não terão condições de produzir a custos reduzidos e serão forçados a sair da atividade, devendo ocorrer uma seleção natural entre os mais competitivos. (Madrid, 2002).

1 O Estado do Ceará possui 573km de costa e um grande potencial para o desenvolvimento da carcinicultura marinha moderna, contando com fazendas bem estruturadas onde são adotadas altas tecnologias que lhes garantem elevados índices de produtividade. (Gesteira *et al.*, 2001).

Convém lembrar, no entanto, que o Brasil, no que diz respeito ao camarão cultivado, é um exportador de matéria-prima, ou seja, de produto padronizado, conhecido no jargão do mercado internacional como *commodity*. Nesse mercado de *commodities*, muitas vezes os produtos perdem sua origem, as empresas geralmente não têm poder de fixação de preços e mantêm margens de lucro reduzidas ou cada vez mais baixas; contudo, enfrentam menores barreiras para a entrada dos produtos nos países importadores. Todavia, o futuro das *commodities* está na redução de custo e no ganho de produtividade e de escala. (Madrid, 2002). Entretanto, se a opção for a de trabalhar com produtos de maior valor agregado, é preciso estar ciente que, por um lado, é essencial ter um maior controle de preço e manter tanto a origem do produto quanto uma mais elevada margem de lucro. Por outro lado, as barreiras à entrada nos países importadores geralmente são maiores, o que requer sólidas vantagens competitivas do produto. (Madrid, 2002). Dessa forma, não bastam somente vantagens comparativas para ser competitivo. Quando as dificuldades se apresentam, como no caso do mercado do camarão, a competitividade requer a união de todos os atores, públicos e privados, para definir as ações executivas a serem tomadas. (Madrid, 2002). Para tanto, são necessários investimentos em estratégias de agregação de valor ao produto e *marketing*. Porém, para se investir, é preciso poupar, o que, por sua vez, requer aumentos nas margens de lucros, conseguidos por meio da redução dos custos de produção, que somente serão alcançadas se os carcinicultores forem eficientes tecnicamente, bem como na alocação dos recursos.

Uma das questões mais importantes da análise econômica diz respeito à eficiência das unidades produtivas na produção de bens e serviços. Grande parte da literatura se destina a apresentar a teoria da produção, considerando as unidades produtivas como plenamente eficientes, ou seja, a partir de pressupostos comportamentais – tais como a maximização do lucro, minimização do custo ou maximização da receita –, a unidade produtiva produz em um determinado ponto que corresponde à produção máxima dada a tecnologia disponível. Este é o teor constante da maioria dos manuais de Microeconomia. No entanto, investigações empíricas têm comprovado a existência de diferenciais de produtividade entre diferentes unidades produtivas que utilizam a mesma tecnologia.

É neste sentido que o presente trabalho é desenvolvido. Tratando a questão da eficiência seguindo o que propõe a literatura, isto é, a unidade produtiva plenamente eficiente é aquela que atua num ponto sobre a fronteira de produção. Diante disso, faz-se necessário estimar tal fronteira que, na prática, não é conhecida, e então comparar as atividades observadas com a fronteira estimada.

Assim sendo, o presente estudo tem como objetivo principal mensurar as eficiências técnica, alocativa e econômica dos produtores de camarão marinho do Estado do Ceará, bem como identificar aqueles que apresentam as melhores práticas de produção. Pretende-se, com isso, contribuir para o crescimento dos níveis de rentabilidade nos sistemas de cultivo e redução nos custos em todas as fases da produção, aumentando a competitividade desta atividade na região.

2 METODOLOGIA

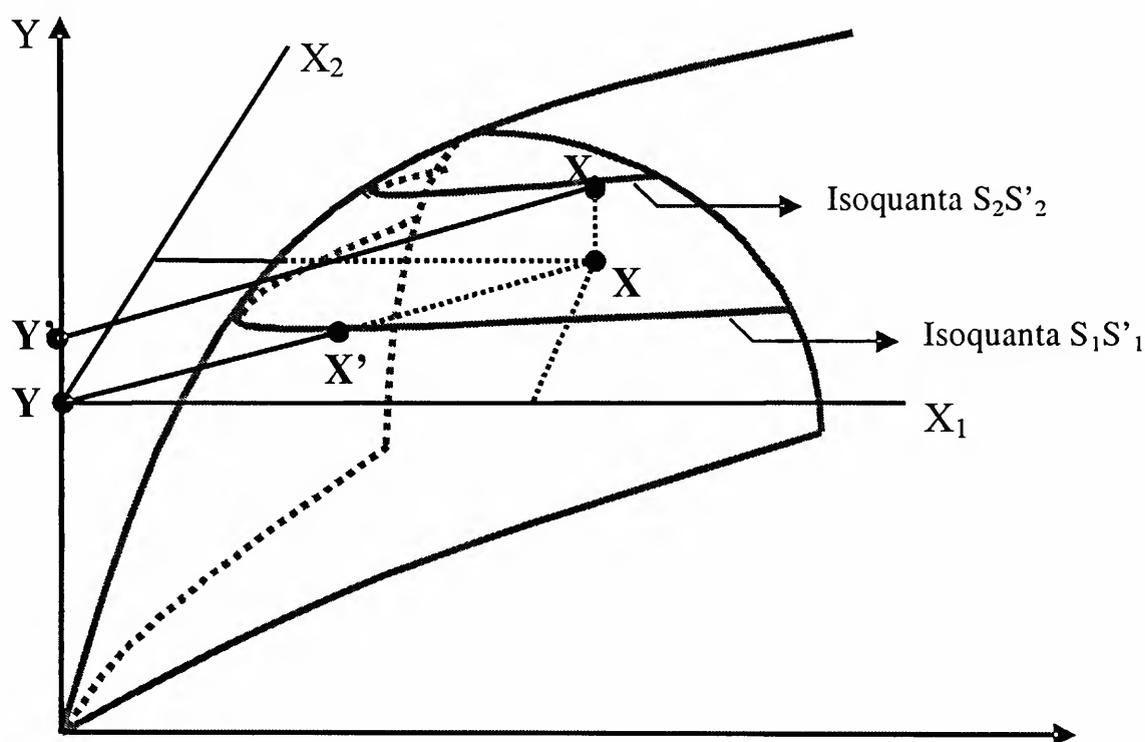
Segundo Farrel (1957), a eficiência de uma firma pode ser dividida em dois componentes: eficiência técnica, que reflete a habilidade da firma em obter máximo produto, dado um conjunto de insumos; e eficiência alocativa, que reflete a habilidade da firma em utilizar os insumos em proporções ótimas, dados seus preços relativos. Essas duas medidas são combinadas para se obter uma medida de eficiência econômica total.

A avaliação da eficiência técnica pode ser feita a partir de duas orientações – aquela que se fundamenta na redução de insumos, denominada insumo-orientada (*input orientated*); e aquela que enfatiza o aumento do produto, denominada produto-orientada (*output orientated*). As medi-

das de eficiência de uma firma podem ser obtidas, por sua vez, a partir da estimativa de funções de fronteira. Esta estimativa pode ser feita por meio de diferentes abordagens. Uma abordagem alternativa, não-paramétrica, utilizada para este fim, é a análise envoltória de dados (DEA – *data envelopment analysis*).

No presente estudo, pretende-se estimar as medidas de eficiência insumo-orientadas² com base em técnicas não-paramétricas sugeridas por Farrel (1957). A Figura 1 mostra que a contração máxima dos insumos, respeitando a tecnologia disponível, cessa na fronteira do conjunto de produção, isto é, no ponto $X' = (x'_1, x'_2)$, onde a produção Y combina os insumos 1 e 2 sobre a isoquanta $S_1S'_1$. O tamanho dessa contração máxima nos insumos é chamado **eficiência técnica de Farrel orientada pelo insumo**. Por outro lado, o produto Y pode ser majorado sem alterar a quantidade de insumos atualmente utilizados (pela manutenção da mesma combinação de insumos sobre a isoquanta $S_2S'_2$). Esse aumento do produto deve novamente respeitar a tecnologia disponível. A expansão máxima do produto cessa na fronteira, como no caso anterior, em que a produção $Y' > Y$ combina os insumos 1 e 2 sobre a isoquanta $S_2S'_2$. Chama-se de **eficiência técnica de Farrel orientada pelo produto**.

Figura 1 – Superfície de produção côncava e as eficiências técnicas insumo e produto-orientadas



2.1 Análise Envoltória de Dados (DEA)

O modelo de Análise Envoltória de Dados (*Data Envelopment Analysis* - DEA) constitui uma abordagem não-paramétrica que objetiva discriminar, classificar e caracterizar as firmas (fazendas de camarão) de acordo com o nível das medidas de eficiência relativa. Charnes *et al.* (1978), baseados nos estudos de Farrel (1957), principiaram os estudos de análises das medidas de eficiência relativa de firmas que utilizavam múltiplos insumos e produtos. Esse modelo ficou conhecido como DEA, e consiste em comparar cada firma individual com a firma ótima. Em suma, a DEA constrói uma fronteira envoltória sobre os dados, de modo que todos os pontos estejam na fronteira ou abaixo desta.

2 A orientação pelo insumo foi adotada porque objetiva-se encontrar a redução proporcional no uso dos insumos pelos produtores, sem que essa redução comprometa a produção.

Na literatura relativa aos modelos DEA, uma unidade produtora é tratada como uma DMU (*Decision Making Unit*). Inicialmente, admite-se que haja k insumos e m produtos para cada DMU. A partir daí, são construídas duas matrizes: a matriz X de insumos ($k \times n$) e a matriz Y de produtos ($m \times n$), matrizes estas que abrangem os dados de todas as DMUs. Com isso, pode-se derivar a seguinte forma envoltória, cujo objetivo é minimizar a ineficiência de cada DMU:

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta \\ & \text{Sujeito à:} \\ & - y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \tag{1}$$

em que θ corresponde a uma escalar, cujo valor será o grau de eficiência da i -ésima DMU. Se o valor de θ for igual a 1, a DMU será eficiente; caso contrário, será ineficiente. Vale observar que o parâmetro λ corresponde a um vetor ($n \times 1$), em que os valores são calculados para que se possa chegar à solução ótima. Para as DMUs eficientes, os valores de λ serão zero; para as ineficientes, serão os pesos observados na combinação linear de outras DMUs eficientes, que exercem influência na projeção da DMU ineficiente, na fronteira calculada. Com isso, pode-se afirmar que para cada firma ineficiente há pelo menos um DMU eficiente. A hipótese de retornos constantes à escala é bastante apropriada quando todas as DMUs estão operando em escala ótima. Entretanto, em situações de competição imperfeita, em que nem todas as DMUs se encontram na situação descrita anteriormente, Banker, Charnes e Cooper (1984), citados por Coelli *et al.* (1998), sugerem a extensão do modelo DEA com retornos constantes para retornos variáveis. Até aqui, as análises admitiram retornos constantes; a partir de então, englobarão os pressupostos de retornos variáveis. Análises que utilizam retornos variáveis podem eliminar um problema quando se especificam retornos constantes. Neste caso, em que nem todas DMUs estejam operando em escala ótima, as medidas de eficiência podem ser confundidas com eficiência de escala. Então, uma análise que pressupõe retornos variáveis elimina esse problema. Considera-se escala ótima quando há retornos constantes à escala e esta não é relativa ao ponto mínimo de custo médio de longo prazo. (Coelli *et al.*, 1998). Com esta pressuposição, almeja-se obter a influência da escala de produção incorreta no grau de ineficiência de algumas firmas. Com isso, acrescenta-se a restrição de convexidade ao modelo de programação linear com retornos constantes. Com a restrição de convexidade, o modelo é representado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta \\ & \text{Sujeito à:} \\ & - y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \lambda \geq 0, \\ & N_1' \lambda = 1 \end{aligned} \tag{2}$$

em que N_1 corresponde a um vetor ($n \times 1$) de números 1.

Isso propicia uma superfície convexa de planos em interseção, em que os dados são envolvidos de modo mais compacto que a superfície constituída pelo modelo que apresenta retornos constantes. Isto quer dizer que o ponto projetado para cada DMU ineficiente será uma combinação convexa das firmas eficientes observadas. Segundo Seiford e Zhu (1999), as medidas de eficiência observadas, com retornos constantes, são compostas pelas medidas de eficiência com retornos variáveis (também conhecida como pura eficiência), bem como pela eficiência de escala. Sendo assim, no presente estudo adotou-se o modelo que utiliza o pressuposto de retornos variáveis à escala, o qual apresenta simultaneamente os resultados da DEA sob retornos constantes e variáveis à escala.

Para o caso de minimizar custos, o modelo de análise envoltória de dados (DEA) insumo-orientado, definido no problema, é conduzido para obter eficiência técnica (ET). Isto é feito por meio da resolução de sucessivos problemas de programação linear do tipo:

$$\text{Min}_{\lambda, x_i} \quad \mathbf{w}'_i \mathbf{x}_i^*$$

Sujeito à:

$$-\mathbf{y}_i + \mathbf{Y}\lambda \geq 0$$

$$\mathbf{x}_i^* - \mathbf{X}\lambda \geq 0$$

$$\mathbf{N}'\lambda = 1$$

$$\lambda \geq 0,$$

(3)

onde \mathbf{w}_i é um vetor de preços dos insumos para a i -ésima firma, e \mathbf{x}_i^* , que é calculado pela programação linear, é o vetor das quantidade de insumos que minimiza os custo para a i -ésima firma, dados os preços dos insumos w_i e o nível de produtos y_i . A total eficiência de custo ou eficiência econômica (EE) da i -ésima firma é calculada como:

$$EE = \frac{\mathbf{w}'_i \mathbf{x}_i^*}{\mathbf{w}'_i \mathbf{x}_i} \quad (4)$$

Isto é, EE é a taxa de custo mínimo para o custo observado, para a i -ésima firma.

A eficiência alocativa (EA) é calculada por:

$$EA = \frac{EE}{ET} \quad (5)$$

Note-se que esse procedimento inclui implicitamente algumas folgas (*slacks*) nas medidas de eficiência alocativa. Isto é freqüentemente justificado pelo fato das folgas refletirem combinações em proporções inadequadas dos insumos.

A partir dos valores dos escores de eficiência técnica, pode-se obter as medidas de eficiência de escala para cada firma da amostra, considerando-se que:

$$ES = \frac{ET_{RC}}{ET_{RV}} \quad (6)$$

em que ES é a medida de eficiência de escala; ET_{RC} é a medida de eficiência técnica, no modelo com retornos constantes; e ET_{RV} é a medida de eficiência técnica, no modelo com retornos variáveis.

2.2 Dados utilizados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos diretamente dos carcinicultores do Estado do Ceará, no mês de dezembro de 2002. O tamanho da amostra foi estabelecido em 68 produtores, conforme Fonseca e Martins (1996), cujas firmas estão localizadas nos principais estuários do Estado do Ceará: Remédios, Coreaú, Acaraú, Zumbi, Curu, Choró, Pirangi e Jaguaribe, e ainda as fazendas situadas na bacia do Baixo Jaguaribe, contemplando os municípios sertanejos de Itaiçaba e Jaguaruana, na tentativa de captar diferenças de tecnologia entre os produtores de água estuarina e de água doce.

Para a obtenção das medidas de eficiência foram utilizados os insumos: mão-de-obra contratada (permanente + temporária) para o manejo dos viveiros; pós-larvas para estocagem inicial do cultivo; alimentos concentrados (rações) fornecidos aos camarões; fertilizantes (adubos) utilizados para a promoção de alimento natural dos viveiros; calcário dolomítico para correção e esterilização do fundo dos viveiros; hipoclorito (defensivo) e energia elétrica, além da produção de camarão, incluindo a venda e o autoconsumo. Todas as variáveis foram medidas em quantidades, e seus respectivos preços correspondem a dezembro de 2002.

Após a separação dos grupos, compararam-se os carcinicultores de acordo com os valores médios dos seguintes indicadores de desempenho técnico e econômico:

- a. **Indicadores de desempenho técnico:** produção de camarão confinado, incluindo-se a venda e o autoconsumo, medidos em quilos por ciclo de produção; taxa de sobrevivência dos camarões, medida em número de indivíduos despescados por ciclo/estocagem inicial; taxa de conversão alimentar dos camarões, medida em quilos de ração fornecida por ciclo/quilos de camarão por ciclo de produção; produtividade do trabalho, medida em quilos de camarão por ciclo/mão-de-obra, incluindo-se mão-de-obra permanente e temporária e produtividade da terra, medida em quilos de camarão por ciclo/hectare inundado.
- b. **Indicadores de desempenho econômico:** produtividade do capital circulante, medida em quilos de camarão por ciclo/custo operacional efetivo (COE). Estão incluídos no custo operacional efetivo os gastos x_1, \dots, x_7 ; produtividade do capital operacional total, medida em quilos de camarões por ciclo/custo operacional total (COT), definido por Matsunga *et al.* (1976). O custo operacional total é composto do custo operacional efetivo (implica desembolso) mais os valores correspondentes à mão-de-obra familiar e à depreciação de máquinas e benfeitorias; renda bruta (RB)/custo operacional efetivo (COE); renda bruta (RB)/custo operacional total (COT), margem bruta (MB), igual à renda bruta menos o custo operacional efetivo (COE) e resíduo para remunerar o capital investido em terra, benfeitorias, máquinas, pós-larvas e o empresário. O resíduo é igual à renda bruta (RB) menos o custo operacional total. Esse resíduo também pode ser chamado de margem líquida (ML).

Após a comparação dos grupos de carcinicultores, foi calculado, para os carcinicultores ineficientes, o percentual de redução possível no uso dos insumos. Neste cálculo consideraram-se os carcinicultores eficientes que serviram de referência (*benchmark*) para os ineficientes, ou seja, as reduções correspondem à projeção dos carcinicultores ineficientes para a fronteira eficiente calculada, tendo-se levado em conta também a existência de folgas.

Por fim, os indicadores utilizados na comparação foram recalculados para os ineficientes e realizadas as reduções no uso dos insumos.

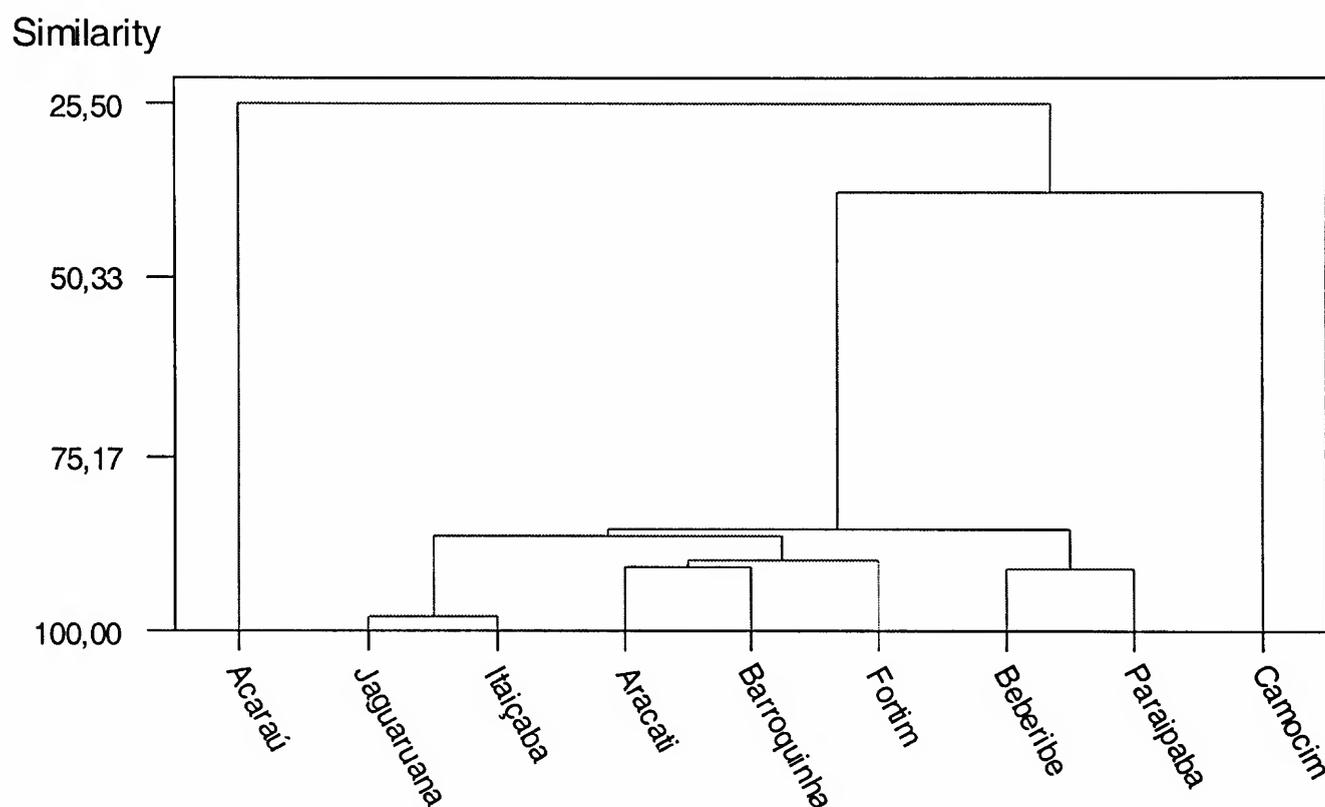
3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Caracterização das variáveis utilizadas no modelo DEA

Para a análise de eficiência, neste trabalho foram utilizadas 8 variáveis, sendo um produto, no caso quantidade produzida de camarão no ciclo (y_1) e os sete insumos mais importantes dentro da atividade, quais sejam: mão-de-obra total (x_1), quantidade de pós-larvas estocadas (x_2), quantidade utilizada de ração (x_3), quantidade utilizada de fertilizantes [uréia e superfosfato] (x_4), quantidade utilizada de calcário na correção e esterilização do fundo dos viveiros (x_5), quantidade utilizada de hipoclorito (como defensivo) (x_6) e quantidade de kwh consumidos durante o ciclo (x_7).

Com os valores médios de cada variável (padronizados), foi feita uma análise multivariada por meio de um dendograma para verificar o grau de similaridade dessas variáveis entre os municípios coletados. Para tanto foi empregado o *software* estatístico MINITAB 13 (Figura 2).

Figura 2 – Dendograma das médias das variáveis utilizadas no modelo DEA, nos municípios pesquisados



Assim, mediante o procedimento de agrupamento hierárquico, tentou-se formar uma quantidade de grupos com casos relativamente homogêneos. A estrutura do dendograma sugere uma classificação em cinco grupos. O primeiro é formado pelos municípios de Jaguaruana e Itaipaba, que apresentam aproximadamente 98% de similaridade entre si. O segundo corresponde aos municípios de Beberibe e Paraipaba, que são semelhantes em cerca de 92%. Com cerca de 90% de semelhança estão Aracati, Barroquinha e Fortim, que formaram o terceiro grupo. Camocim e Acaraú formaram dois últimos grupos isolados, com pouca semelhança entre si e com os demais, e cuja similaridade foi de, cerca de 38% e 25,5%, respectivamente.

3.2 Classificação dos carcinicultores segundo as medidas de eficiência

A Tabela 1 sintetiza as medidas de eficiência técnica, para cada carcinicultor. Sob a pressuposição de retornos constantes à escala, verifica-se que, do espaço amostral de 68 carcinicultores, 26 deles obtiveram máxima eficiência, ou seja, são plenamente eficientes e encontram-se na fronteira de produção, o que equivale a 38,24% da amostra. Nota-se também que aproximadamente 95,59% têm medida de eficiência superior a 0,7

Tabela 1 – Distribuições absolutas e relativas dos carcinicultores segundo intervalos de medidas de eficiência técnica e de escala, obtidas nos modelos que utilizaram a DEA

Medidas de eficiência	Eficiência técnica com retornos constantes (ET _{RC})		Eficiência técnica com retornos variáveis (ET _{RV})		Eficiência de escala (ES)	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%
0,6 _ 0,7	3	4,41	1	1,47	0	0,00
0,7 _ 0,8	8	11,76	8	11,76	0	0,00
0,8 _ 0,9	19	27,94	10	14,71	8	11,76
0,9 _ 1,0	12	17,65	8	11,76	33	48,53
== 1,0	26	38,24	41	60,30	27	39,71
TOTAL	68	100,00	68	100,00	68	100,00
Média		0,907		0,938		0,967
Mínimo		0,619		0,699		0,831
Máximo		1,000		1,000		1,000
Desvio padrão		0,101		0,093		0,048

Fonte: Dados da pesquisa.

Esse padrão assimétrico da distribuição de freqüência, inclinando para a direita, também foi observado por Gomes (1999), que analisou a eficiência na produção leiteira em Minas Gerais.

O nível médio de ineficiência técnica é de 0,093 ou 9,3% (1 – 0,907), o que significa que os produtores podem, em média, reduzir até 9,3% a utilização de seus insumos sem comprometer a produção. Observa-se também que os 26 carcinicultores que estão sobre a fronteira de produção não devem reduzir a utilização dos seus insumos. Entretanto, os demais produtores de camarão podem fazê-lo, tendo como referência aqueles com eficiência técnica igual a um.

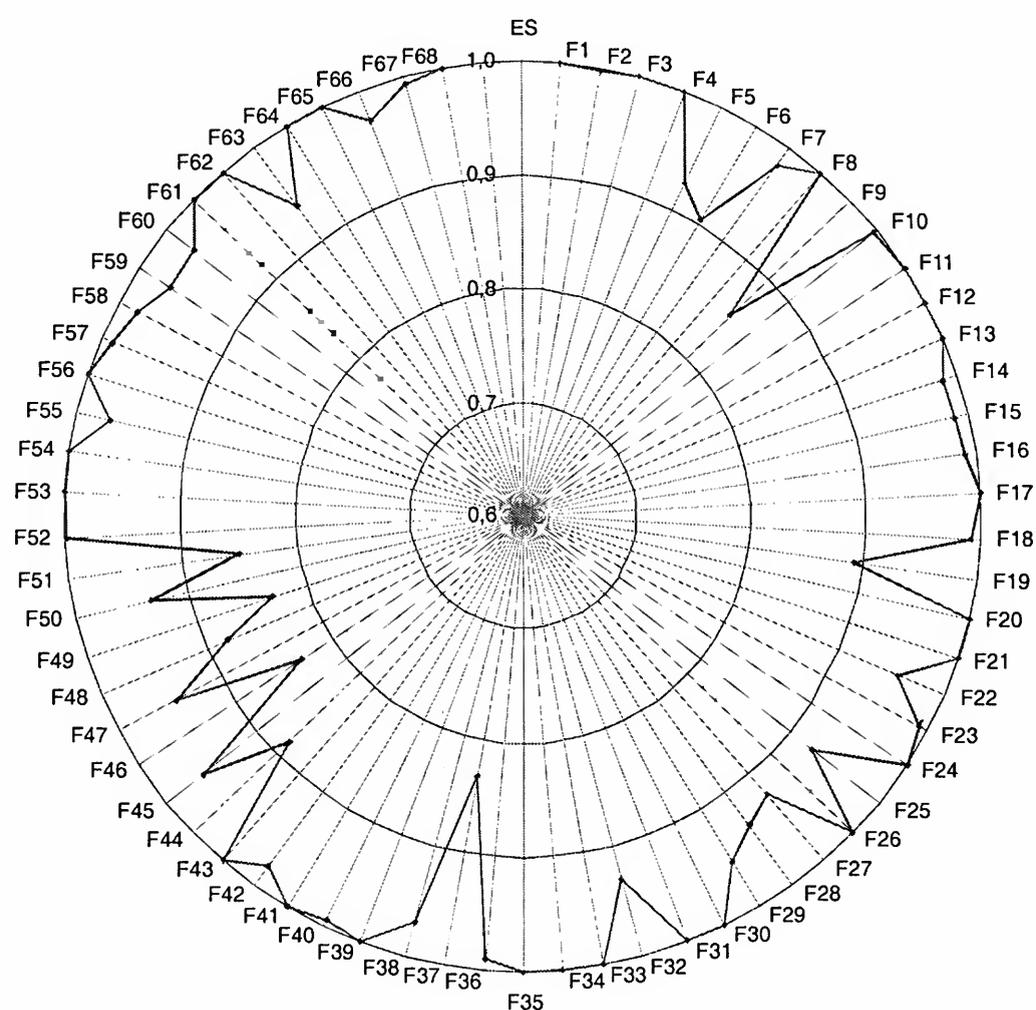
Desde que a pressuposição de retornos constantes foi admitida, as fontes de ineficiências podem incluir aquelas decorrentes da incorreta escala de produção. (Gomes, 1999). Flexibilizando-se a pressuposição de retornos constantes à escala, mediante adição de uma restrição de convexidade, obtém-se o modelo com retornos variáveis. Considerando-se esses retornos, 60,30% da amostra obtiveram medida de eficiência igual a um. Como visto anteriormente, uma condição para que o produtor apresente máxima eficiência técnica, com retornos constantes à escala, é que sua eficiência técnica, quando se consideram retornos variáveis, seja também máxima. Isto significa que dos 41 carcinicultores com eficiência técnica igual a um, no modelo com retornos variáveis, 26 deles são igualmente eficientes, no modelo com retornos constantes.

Além de menor ineficiência técnica média, o desvio padrão da média, no modelo com retornos variáveis, é inferior ao calculado no modelo com retornos constantes (Tabela 1). Isto indica maior concentração de carcinicultores nos estratos de maiores medidas de eficiência. Levando-se em conta a medida de eficiência técnica superior a 0,7, verifica-se que 98,53% dos produtores de camarão estão nesta faixa. Assim, a assimetria da distribuição das medidas de eficiência torna-se ainda maior pelo fato de o modelo com a pressuposição de retornos variáveis à escala não considerar a existência de ineficiências de escala, obtendo-se, com isto, maiores valores para as medidas de eficiência técnica.

Sob a pressuposição de retornos variáveis, a medida de eficiência técnica média foi de 0,938. Como visto anteriormente, essa média para o modelo com retornos constantes foi de 0,907. Isto indica que 3,1 pontos percentuais (um terço), dos 9,3% de ineficiência técnica, decorrem da ineficiência de escala. Na realidade, é o que se verifica, pois a medida de eficiência de escala média é da ordem de 0,967.

A medida de eficiência de escala foi obtida pela razão entre as medidas de eficiência técnica, nos modelos com retornos constantes e com retornos variáveis. Se essa razão for igual a um, o carcinicultor estará operando na escala ótima. Caso contrário, ou seja, se for menor do que um, o carcinicultor será tecnicamente ineficiente, pois não estará operando na escala ótima. Os carcinicultores que estão operando com retornos constantes à escala foram incluídos na escala ótima de produção (Figura 3). Convém lembrar que a expressão “escala ótima” utilizada neste trabalho não significa, necessariamente, operar no ponto de mínimo custo médio de longo prazo, mas sim retornos constantes à escala.

Figura 3 – Medidas de eficiência de escala de 68 firmas amostradas, obtidas a partir dos modelos DEA com retornos constantes e variáveis à escala



O resultado encontrado indica que 27 carcinicultores não têm problemas de escala, o que representa 39,70% da amostra. Convém chamar atenção para o fato que dos 27 criadores de camarão 26 estão na fronteira de retornos constantes; o único que sobrou está na faixa de retornos constantes, porém não se localiza na fronteira eficiente; e os 41 restantes, que não atingiram eficiência de escala máxima, estão operando fora da escala ótima.

Para detectar se essas ineficiências de escala são consequência do fato de o carcinicultor operar na faixa de retornos crescentes ou na faixa de retornos decrescentes, outro problema de programação linear foi formulado, impondo a restrição de retornos não crescentes à escala. Se o valor da medida de eficiência encontrado nesse modelo for igual ao valor encontrado no modelo com retornos variáveis, então o produtor se encontra na faixa de retornos decrescentes à escala, isto é, está operando acima da escala ótima, ou em escala “supra-ótima” Caso contrário, situa-se na faixa de retornos crescentes, operando abaixo da escala ótima, ou em escala “subótima” Os dados da Tabela 2 dizem respeito à média dessas variáveis, estando os carcinicultores separados por escala de produção.

Tabela 2 – Produção de camarão no ciclo, quantidades de pós-larvas estocadas e ração, energia elétrica, área destinada ao cultivo de camarões e medida de eficiência técnica dos carcinicultores da amostra, separados por escala de produção

Especificação	Ótima (Constante)	“Subótima” (Crescente)	“Supra-ótima” (Decrescente)
1) Número de carcinicultores	27	29	12
2) Produção [camarões (kg)/ciclo]			
Média	78.137,81	9.656,76	85.044,50
Mínima	2.100	1.680	20.313,00
Máxima	675.000	33.000	473.997,00
3) Estocagem de pós-larvas (unid.)			
Média	7.827.333	1.286.259	9.229.507
Mínima	210.000	240.000	2.000.000
Máxima	52.500.000	5.362.500	47.992.500
4) Ração utilizada (kg)			
Média	125.741	16.035	142.886
Mínima	3.170	2.900	32.844
Máxima	1.147.500	66.000	792.441
5) Energia Elétrica (kwh)			
Média	106.303,5	46.513,5	221.604,3
Mínima	0	0	37.602,5
Máxima	561.532,7	481.311,6	526.434,5
6) Área de cultivo [viveiros (ha)]			
Média	24,33	8,91	32,83
Mínima	0,60	0,20	3,80
Máxima	140	49	150
7) Eficiência Técnica			
Retornos constantes	0,994	0,846	0,859
Retornos variáveis	0,994	0,903	0,894

Fonte: Dados da pesquisa.

De acordo com Tupy e Yamaguchi (2002) e Gomes (1999), é importante salientar que a DEA constrói um único padrão de referência ótimo para cada produtor ineficiente da amostra. Entretanto, a escala ótima de produção difere para cada produtor, por causa de sua configuração particular de insumos e produtos. Assim, os dados apresentados na Tabela 2 devem ser interpretados com cautela, uma vez que representam a média das variáveis. Os resultados sugerem que a produção de camarão dos carcinicultores que estão operando em escala ótima seja de 78.137,81 kg por ciclo. Porém, deve-se também observar a grande amplitude entre o mínimo e o máximo observados.

Nota-se ainda que 29 produtores estão operando abaixo da escala ótima, ou seja, poderiam aumentar a produção, a custos decrescentes. Esses produtores produzem, em média, 9.656,76 kg de camarão por ciclo, utilizando 1.286.259 pós-larvas, 16.035kg de ração e 8,91 hectares de viveiros, e consumindo 46.513,5 kwh. Caso esses produtores aumentassem o tamanho da produção até obterem escala ótima, poderiam aumentar a eficiência técnica, passando de 0,846 para 0,903, em média. Isto representa um aumento médio de 5,7 pontos percentuais na medida de eficiência técnica.

Por outro lado, 12 carcinicultores estão operando em escala acima da ótima, isto é, estão gastando muito naquilo que produzem. Esses produtores produzem, em média, 85.044,50 kg de camarão por ciclo, utilizando-se 9.229.507 de pós-larvas, 142.886 kg de ração e 32,83 hectares de área destinada ao cultivo de camarões, e consumindo 221.604,3 kwh. A redução da produção pode levá-los a aumentar a eficiência técnica, que passaria de 0,859 para 0,894, em média. Para ser tecnicamente eficiente, restaria aos produtores a redução no uso de insumos, que seria da ordem de 10,6%.

Obtidas as medidas de eficiência técnica sob a pressuposição de retornos constantes à escala, e de posse dos respectivos preços dos insumos utilizados na referida medida, foram calculadas, então, as medidas de eficiência alocativas e de custos, por meio da inclusão dos preços no modelo de análise envoltória de dados, pois quando se conhece a razão entre os preços dos insumos, que é representada por uma isocusto, pode-se calcular a eficiência alocativa que, por meio do seu complementar, indicará a redução nos custos de produção que poderia ser obtida caso a produção ocorresse em um ponto no caminho de expansão. Assim, de acordo com Forsund *et al.* (1980), a ineficiência técnica é resultante do uso excessivo de insumos, para dado nível de produção. A ineficiência alocativa decorre do emprego desses insumos em proporções inadequadas, dados os seus respectivos preços, ou seja, quando a taxa marginal de substituição técnica entre os insumos não for igual à razão dos seus preços.

A Tabela 3 apresenta um sumário estatístico das medidas de eficiência técnica com retornos constantes à escala de produção, eficiência alocativa e de custos para efeito de análise da amostra como um todo.

Tabela 3 – Sumário das eficiências técnica (ETrc), alocativa (EA) e de custos (EC)

Especificação	Eficiência Técnica (ETrc)	Eficiência Alocativa (EA)	Eficiência de Custos (EC)
Média	0,907	0,610	0,553
Mínima	0,619	0,172	0,161
Máxima	1,000	1,000	1,000

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados revelam que, em média, os carcinicultores da amostra precisam reduzir seus custos de produção em 44,70% ($1 - 0,553$) para alcançar lucro máximo. Para tanto, precisam reduzir, em média, suas ineficiências na combinação dos insumos utilizados em 39% ($1 - 0,610$), dadas

as respectivas relações entre os preços dos insumos, pois as medidas de eficiência alocativa indicam que alguns insumos estão sendo utilizados em proporções incorretas, inadequadas. Para investigar quais insumos estão sendo superutilizados ou subutilizados foram calculadas as taxas de utilização desses insumos por meio da razão entre as quantidades que maximizam a eficiência técnica, levando as firmas para a fronteira de produção, propostas pelas metas de produção (*targets*) e as correspondentes quantidades que minimizam os custos, tornando-as eficientes em relação aos custos, ou seja, até aquelas que maximizam o lucro (Tabela 4).

Tabela 4 – Sumário das taxas de utilização dos insumos, mão-de-obra total (x_1), pós-larvas (x_2), ração (x_3), fertilizantes (x_4), calcário (x_5), hipoclorito (x_6) e kwh (x_7), utilizados na produção do camarão em cativeiro, separados por escala de produção

Especificação	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7
Ótima (Constante)	1,883	1,748	0,901	2,683	0,835	127,183	1,159
“Subótima” (Crescentes)	2,651	1,806	0,863	2,827	1,078	6,684	1,662
“Supra-ótima” (Decrescente)	0,579	1,534	0,876	2,280	0,984	5,563	1,369
TOTAL	1,981	1,735	0,880	2,674	0,965	54,332	1,411

Fonte: Dados da pesquisa.

Inicialmente, vale lembrar que mesmo que algumas firmas operem em escala ótima, isto não significa, necessariamente, que elas estejam alocando seus insumos em proporções eficientes de maneira a reduzir seus custos, porquanto elas podem estar na mesma isoquanta eficiente, mas não se encontrar no caminho de expansão.

No entanto, pode-se observar que os produtores que operaram em escala decrescente estão bem mais próximos das quantidades alocativamente eficientes do que aqueles que operaram em escala crescentes.

Os resultados mostram ainda que, independentemente da escala de produção, os carcinicultores da amostra são insumo-intensivos no uso de pós-larvas (x_2), fertilizantes (x_4), hipoclorito (x_6) e energia elétrica (x_7), em termos de kwh consumidos, desperdiçando grande parte desses insumos. Revelam ainda que, indiferentes à escala de produção, os criadores de camarão são insumo-extensivos no uso de ração (x_3), poupando racionalmente o insumo mais dispendioso da atividade, o que os deixa bem próximos da quantidade alocativamente eficiente para esse insumo. Porém, as escalas de produção definiram uma utilização da mão-de-obra (x_1) subdimensionada por aqueles carcinicultores com retornos decrescentes à escala, havendo necessidade de contratação de pessoal, bem como um desperdício da força de trabalho para os que apresentam retornos crescentes à escala. No entanto, houve um superdimensionamento na utilização de calcário dolomítico (x_5) para os que apresentaram retornos crescentes à escala. Enquanto isto, os carcinicultores com retornos decrescentes à escala aproximaram-se da utilização alocativamente eficiente, dada a relação dos preços dos insumos.

Convém lembrar que para o uso do insumo hipoclorito como defensivo contra predadores naturais que entram no viveiro não existe uma quantidade ou proporção definida, ficando seu uso a critério de cada gerente de produção, de acordo com a quantidade de água empoçada em cada vi-

veiro. Por isto, como a utilização deste insumo segue um critério pessoal, por meio da visualização (critérios organolépticos), existe tanto desperdício.

3.3 Separação dos grupos – eficientes e ineficientes

Obtidas as medidas de eficiência técnica, e pressupondo-se retornos constantes à escala, os produtores foram separados em dois grupos. O primeiro, denominado de eficientes, foi composto por produtores que atingiram índice de eficiência técnica superior a 0,9. Considerando tais medidas superiores a 0,9 como uma não-violação da hipótese de eficiência, 38 carcinicultores foram incluídos neste grupo, o que representa 55,88% da amostra. O segundo grupo, denominado de ineficientes, foi composto por produtores cujas medidas de eficiência técnica foram inferiores a 0,9. Este grupo foi formado por 30 criadores de camarão, o que corresponde a 44,12% da amostra.

3.4 Comparação dos carcinicultores

Conforme visto anteriormente, o modelo permite detectar os carcinicultores eficientes que foram responsáveis pelo fato de determinado criador de camarão ter sido considerado ineficiente. Nesse sentido, a medida de eficiência obtida para cada produtor ocorre de forma comparativa, isto é, um carcinicultor não possui eficiência técnica máxima somente se existir pelo menos outro carcinicultor, ou a combinação de carcinicultores, que esteja utilizando, de forma mais racional, os insumos, e produzindo, no mínimo, a mesma quantidade de produto. Estes criadores de camarão eficientes são denominados pares ou *benchmarks* dos ineficientes, pois servem como referência (*peers*) para a obtenção da medida de eficiência destes últimos. Assim, a análise envoltória de dados não mede somente a eficiência, mas também provê um guia para os carcinicultores eliminarem ineficiências, ou seja, o criador de camarão ineficiente pode ter como referência seus *peers*, para tentar aumentar a eficiência na produção. Então, pode-se comparar um carcinicultor ineficiente com um de seus *benchmarks*, de preferência o principal, ou seja, aquele considerado como o produtor eficiente que mais influencia, ou que tem maior λ_i encontrado no conjunto de soluções dos problemas de programação linear.

Porém, neste trabalho a amostra foi analisada como um todo, ou seja, os indicadores que representam a média de todos os produtores eficientes e de todos os ineficientes. Na Tabela 5 encontram-se alguns indicadores que medem os desempenhos técnico e econômico, selecionados para comparar cada grupo de carcinicultores.

Após a aplicação do modelo de análise envoltória de dados com retornos constantes à escala, os produtores foram agrupados em eficientes ou ineficientes, como já discutido. Em média, os ineficientes apresentaram medida de eficiência técnica de 0,8089, o que indica que a utilização de insumos pode ser reduzida em até 19,11%, embora continuem a produzir a mesma quantidade. Para os eficientes, a média calculada para a eficiência técnica foi de 98,46%. A razão desta média não ser 100% é o fato de terem sido considerados como eficientes os produtores que alcançaram, no mínimo, 90% de eficiência técnica (Tabela 5).

Observa-se também que os carcinicultores eficientes produzem mais e possuem viveiros mais preparados para receber as pós-larvas até a despesca, medidos pela taxa de sobrevivência dos camarões. A produção dos eficientes é aproximadamente 192% superior (70.633,71 kg contra 24.207,33 kg) e a taxa de sobrevivência dos camarões é 6,9% superior à dos ineficientes (74,24 % contra 69,45 %), pois supera a taxa dos ineficientes em 4,79 pontos percentuais. Com relação ao manejo da ração, observa-se que os ineficientes utilizaram, em média, 1,72 quilo de ração para obter apenas 1

quilo de camarão, enquanto que os eficientes obtiveram o mesmo quilo utilizando, em média, apenas 1,53 quilo de ração, o que representa 12,42% de ração a mais, por parte dos ineficientes, para obter a mesma produção.

Tabela 5 – Indicadores selecionados para comparação dos carcinicultores, separados em grupos de eficientes e ineficientes

Especificação	Unidades	Eficientes	Ineficientes
Número de carcinicultores	unid.	38	30
Medida de eficiência técnica	%	98,46	80,89
Produção de camarão	kg/ciclo	70.633,71	24.207,33
Sobrevivência dos camarões	%	74,24	69,45
Taxa de conversão alimentar	unid.	1,53	1,72
Produtividade da terra	kg/ciclo/ha	4.731,21	4.288,40
Produtividade do trabalho	kg/pessoa	1.665,65	957,57
Produtividade do capital circulante	kg/R\$	0,21	0,19
Produtividade do capital operacional total	kg/R\$	0,18	0,15
Renda Bruta/Custo Operacional Efetivo	unid.	2,02	1,76
Renda Bruta/Custo Operacional Total	unid.	1,71	1,42
Margem Bruta (MB = RB-COE)	R\$/ciclo/ha	15.553,37	11.997,95
Margem Líquida (ML = RB-COT)	R\$/ciclo/ha	12.785,69	8.495,84

Fonte: Dados da pesquisa.

No que tange aos fatores de produção – terra, trabalho e capital –, estes são em média, mais bem empregados nas fazendas eficientes, uma vez que estas atingem maiores níveis de produtividade. Destaque deve ser dado à produtividade do trabalho, que chega a ser aproximadamente 74% maior nas fazendas eficientes (1.665,65 contra 957,57). Apesar do excesso de mão-de-obra para dada quantidade produzida, e da pequena superioridade no tempo de experiência dos gerentes de produção na atividade da carcinicultura (que nas fazendas eficientes foi, em média, de 40,63 meses, contra 40,27 meses nas firmas ineficientes), o “aprender fazendo” – *learn by doing* – influencia muito na produtividade do trabalho, bem como o grau de instrução, que foi superior para os gerentes de produção das fazendas eficientes: 69,23% e 52,38% dos profissionais da amostra (gerentes de produção) tinham nível superior e nível médio, respectivamente.

Com relação aos indicadores que medem o desempenho econômico da atividade, a situação não foi diferente. Em média, os carcinicultores ineficientes conseguem auferir R\$ 1,76 de renda bruta para cada real desembolsado. Este valor, para os eficientes, foi 14,77% superior (R\$ 2,02 contra R\$ 1,76), o que lhes garante uma relação renda bruta/custo operacional total maior que um (1,71), ou seja, considerando-se a remuneração da mão-de-obra, a renda bruta dos eficientes é suficiente para cobrir o custo operacional total, o que também foi possível para os ineficientes, apesar dessa relação ter sido menor (1,42).

Contudo, uma boa margem líquida implica o pagamento de todos os custos variáveis e também na remuneração da terra, do capital investido e do empresário, no caso o carcinicultor. Do ponto de vista deste indicador, ambos os grupos conseguiram pagar tais despesas, porém os criadores de camarão eficientes o fizeram mais folgadoamente, visto que, em média, sua margem líquida supera à dos ineficientes em aproximadamente 50,50% (R\$ 12.785,69/ha contra R\$ 8.495,84/ha). Quanto à margem bruta, que remunera os custos operacionais variáveis, os carcinicultores eficientes superaram os ineficientes em 29,63% (R\$ 15.553,37/ha contra R\$ 11.997,95/ha).

Após a adição dos preços dos insumos no modelo de Análise Envoltória de Dados sob a pressuposição de retornos constantes à escala, pôde-se calcular as medidas de eficiência alocativa e de custos para os grupos de carcinicultores eficientes e ineficientes, as quais estão descritas na Tabela 6.

Tabela 6 – Médias dos resultados das medidas de eficiência alocativa e de custos, pressupondo-se retornos constantes à escala, e separados por grupos de carcinicultores eficientes e ineficientes.

Especificação	Eficiência técnica (ETrc)	Eficiência alocativa (EA)	Eficiência de Custos (EC)
Eficientes	0,985	0,597	0,588
Ineficientes	0,809	0,627	0,509

Fonte: Dados da pesquisa.

Convém lembrar que apesar de os carcinicultores serem considerados tecnicamente eficientes, isto não significa que sejam igualmente eficientes no que se refere à alocação de recursos, pois os mesmos podem incorrer em combinações inadequadas de seus insumos, dadas as relações entre os respectivos preços, apesar de utilizarem as quantidades ideais de insumos, para a quantidade de camarão que se propõe produzir. No entanto, nota-se que os carcinicultores, apesar de serem tecnicamente eficientes, precisam reduzir, em média, os erros (ineficiência) na combinação de seus insumos em 40,30% ($1 - 0,597$) para alcançar a proporção ótima de cada insumo, dada a relação de preços entre eles. Os ineficientes tecnicamente parecem combinar seus insumos um pouco melhor do que os eficientes, pois precisam reduzir, em média, 37,73% ($1 - 0,627$) as ineficiências na combinação dos insumos utilizados.

No que diz respeito aos custos de produção, mesmo sendo tecnicamente eficientes, esses carcinicultores precisam reduzir seus custos, em média, 41,20% ($1 - 0,558$) para maximizar o lucro, enquanto que os ineficientes necessitam reduzir os custos de produção na ordem de 49,10% ($1 - 0,509$), em média, para alcançar o lucro máximo. Observa-se, contudo, que provavelmente a melhor eficiência técnica deva ter compensado a menor eficiência alocativa por parte dos carcinicultores eficientes.

Conforme visto anteriormente, de acordo com Farrel (1957) a eficiência econômica é constituída por dois fatores – a eficiência técnica e a eficiência alocativa –, e que essa pode ser obtida pelo produto entre as medidas de eficiência técnica e alocativa. Então, do ponto de vista de Farrel, os carcinicultores eficientes alcançaram, em média, 58,80% ($0,985 \times 0,597$) de eficiência econômica, enquanto os ineficientes foram, em média, apenas 50,72% ($0,809 \times 0,627$) eficientes economicamente, revelando, assim, uma diferença de aproximadamente 8 pontos percentuais na eficiência econômica entre carcinicultores tecnicamente eficientes e ineficientes.

No que diz respeito à racional utilização dos insumos, dada a relação de seus preços, os resultados mostram que, independentemente dos grupos, os carcinicultores da amostra utilizaram de forma demasiada os insumos mão-de-obra (x_1), pós-larvas (x_2), fertilizantes (x_4), hipoclorito (x_6) e

energia elétrica (x_7), em termos de kwh consumidos; no entanto, os eficientes desperdiçam mais, haja vista que suas taxas de utilização dos insumos geralmente são maiores do que a dos ineficientes, exceto para o insumo ração (x_3) (Tabela 7). Isto explica a aparente contradição no fato de os carcinicultores tecnicamente eficientes obterem medidas de eficiência alocativa menores que os produtores ineficientes, porém com medidas de eficiência de custo superiores aos carcinicultores ineficientes, pois o peso do insumo ração no custo operacional é muito grande (63%). Se os produtores considerados eficientes alocaram melhor este insumo, dada a sua participação relativa nos custos, houve uma compensação na alocação ineficiente por parte dos outros insumos, justificando uma melhor eficiência de custos.

Tabela 7 – Sumário das taxas de utilização dos insumos mão-de-obra total (x_1), pós-larvas (x_2), ração (x_3), fertilizantes (x_4), calcário (x_5), hipoclorito (x_6) e kwh (x_7), utilizados na produção do camarão em cativeiro, separados por grupos de carcinicultores eficientes e ineficientes

Especificação	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7
Eficientes	2,323	1,859	0,895	2,776	0,881	92,172	1,222
Ineficientes	1,547	1,578	0,862	2,544	1,071	6,401	1,649
TOTAL	1,981	1,735	0,880	2,674	0,965	54,332	1,411

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados revelam ainda que, indiferentes à eficiência técnica, esses criadores de camarão utilizaram ração (x_3), o insumo mais dispendioso da atividade, em quantidades abaixo da alocativamente eficiente (1,000). Porém, os eficientes foram mais racionais, por estarem mais próximos de um, extraindo o máximo de proveito desse insumo, enquanto que os ineficientes tentaram engordar seus camarões “sem fornecer ração” (quantidade correta), em razão de seus preços. O grau de eficiência técnica definiu uma utilização subestimada do calcário (x_5), e uma utilização demasiada para os ineficientes, o que significa dizer que os ineficientes “gastaram demais” para fazer o correto tratamento do fundo de seus viveiros. Percebe-se também que nos viveiros dos carcinicultores eficientes não existe “economia” para se fazer o controle sobre predadores com o uso do defensivo hipoclorito quando despescam, pois os eficientes utilizam muito hipoclorito, chegando até a desperdiçá-lo.

A subutilização do insumo ração por produtores eficientes e ineficientes bem como do insumo calcário por produtores eficientes e ainda a sobreutilização de mão-de-obra podem ser atribuídas, entre outras razões, a diferenças nos custos de transação enfrentados pelos produtores individualmente, consequência do difícil acesso a informações e inovações tecnológicas enfrentado por alguns dos carcinicultores estudados.

O modelo permitiu ainda calcular a quantidade de cada insumo que estava sendo utilizado em excesso, por carcinicultor considerado ineficiente. No cálculo desses excessos considerou-se a existência de outros carcinicultores que utilizam menor quantidade desses insumos e conseguem produzir, pelo menos, a mesma quantidade de camarão. Assim, cada valor excedente encontrado implicou a existência de pelo menos um carcinicultor na amostra (*benchmark*) que estava utilizando menor quantidade desse insumo e produzindo, no mínimo, as mesmas quantidades de camarão.

Essas reduções correspondem à projeção desses carcinicultores ineficientes para a fronteira eficiente calculada, considerando-se também a existência de folgas (*slacks*), levando assim os carci-

nicultores ineficientes a se comportarem de forma idêntica àqueles que possuem as melhores práticas de produção.

Conhecendo-se as reduções possíveis nos insumos efetivadas pelos ineficientes, pode-se projetar cada produtor para um ponto ótimo. Isto significa que após essas correções esses produtores passariam a ser eficientes. Com isto, se um novo problema de programação linear fosse executado, contendo esses novos dados, todos esses produtores obteriam medida de eficiência igual a um, pois se esses insumos estavam sendo utilizados em excesso, a correta redução não afetaria a quantidade produzida. Assim, pode-se simular o que aconteceria com os indicadores de desempenho após a redução no uso desses insumos. Então, após a projeção de cada produtor, pode-se recalcular os indicadores médios de desempenho, os quais estão descritos na Tabela 8.

Tabela 8 – Indicadores selecionados para comparação dos carcinicultores, separados em grupos de eficientes e “ex- ineficientes”

Especificação	Unidades	Eficientes	“Ex-Ineficientes”
Produtividade da terra	kg/ciclo/ha	4.731,21	4.288,40
Produtividade do trabalho	kg/pessoa	1.665,65	1.305,78
Produtividade do capital circulante	kg/R\$	0,21	0,23
Produtividade do capital operacional total	kg/R\$	0,18	0,19
Renda Bruta/Custo Operacional Efetivo	unid.	2,02	2,14
Renda Bruta/Custo Operacional Total	unid.	1,71	1,77
Margem Bruta (MB = RB-COE)	R\$/ciclo/ha	15.553,37	15.392,02
Margem Líquida (ML = RB-COT)	R\$/ciclo/ha	12.785,69	12.342,98

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota-se que os carcinicultores chamados de ineficientes, após as correções no uso dos insumos, passam a ser eficientes. Entretanto, para facilitar a identificação, foram chamados de “ex-ineficientes”

Comparando-se esses dados com aqueles apresentados na Tabela 5, verifica-se o que esses produtores poderiam melhorar substancialmente caso utilizassem corretamente os insumos.

Observa-se, também, que a maioria dos indicadores passa a ser favorável ao grupo dos “ex-ineficientes”, em relação aos efetivamente eficientes, resultado este que decorre do fato de o grupo de eficientes ser composto por carcinicultores que atingiram medida de eficiência técnica superior a 0,9, e não somente por aqueles com 100% de eficiência. Assim, para aqueles carcinicultores com medida de eficiência acima de 0,9, porém abaixo de 1, há algum excesso na utilização dos insumos. Se esses carcinicultores fossem também projetados para pontos de máxima eficiência, os indicadores que contêm apenas dados utilizados no modelo seriam semelhantes àqueles registrados para o grupo dos “ex-ineficientes”, após a correção. Exemplos desses indicadores são as produtividades do capital e trabalho. Por outro lado, nota-se que a produtividade da terra (viveiros), medida em kg/ha/ciclo, não foi objeto de alteração, fato plenamente justificável, pois o fator terra, no caso área de viveiros destinada ao cultivo dos camarões, mensurado em hectares, não foi utilizado nos problemas de programação linear.

4 CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Com base nos resultados obtidos da Análise Envoltória de Dados, em uma amostra de 68 carcinicultores, concluiu-se que, sob a pressuposição de retornos constantes à escala, 38 carcinicultores foram considerados tecnicamente eficientes, obtendo medidas de eficiência técnica dentro do intervalo de 0,9 a 1,0, o que equivale a 55,88% da amostra. Os outros 30 carcinicultores foram considerados tecnicamente ineficientes e necessitam reduzir a quantidade utilizada de seus insumos em 19,11%, em média, para que atinjam a eficiência técnica máxima. Concluiu-se ainda que se todos os insumos fossem reduzidos na proporção sugerida pelo modelo, obter-se-ia, em média, uma redução de 37,13% no custo operacional total dos ineficientes.

Deste modo, o que fez com que o grupo dos carcinicultores tecnicamente eficientes se comportasse como tal foram os elevados níveis de adoção da tecnologia recomendada pelas instituições que promovem o desenvolvimento sustentável da atividade (Associação Brasileira de Criadores de Camarão – ABCC e a Departamento de Pesca e Aqüicultura do Ministério da Agricultura Pecuária e do Abastecimento – DPA/MAPA), revelando-se com bom perfil tecnológico.

A análise cruzada de informações levou à conclusão que essa distinção em grupos de carcinicultores tecnicamente eficientes e ineficientes está relacionada com o tempo de experiência na atividade e grau de instrução dos gerentes de produção, que foram superiores para os eficientes.

Porém, no que diz respeito à alocação eficiente dos insumos e a eficiência em minimizar os custos de produção, os resultados levam à conclusão que, independentemente dos carcinicultores pertencerem ao grupo dos tecnicamente eficientes ou não, havia a necessidade de redução, tanto na ineficiência de combinação dos insumos em proporções adequadas como nos custos de produção, de forma a maximizar o lucro, e que essas reduções deveriam ser, em média, da ordem de 39% e 44,70%, respectivamente.

Os resultados revelam ainda que há uma má utilização de mão-de-obra, sobretudo por parte dos carcinicultores eficientes. No entanto, do ponto de vista social e de desenvolvimento local, o excesso de mão-de-obra empregada na atividade não deve ser eliminado. De acordo com o Departamento de Pesca e Aqüicultura do Ministério da Agricultura e do Abastecimento (DPA/MAPA), a Associação Brasileira de Criadores de Camarão (ABCC), Consultoria, Capacitação e Pesquisa – SUCESSO e o Serviço de Apoio as Micro e Pequenas Empresas do Estado de Pernambuco - SEBRAE/PE há uma crescente demanda pelo camarão de cativeiro nos mercados nacional e internacional. Sugere-se, então, que os carcinicultores cearenses orientem suas atividades pelo produto, ou seja, em vez de reduzir insumos para se tornarem eficientes, expandam a produção de camarão, mantendo a quantidade de mão-de-obra e os outros insumos constantes, atingindo o mesmo objetivo. Para tanto, deve-se aumentar a produtividade do trabalho por meio de incentivos na elevação do grau de instrução e na capacitação dos seus funcionários mediante treinamentos específicos.

Em suma, os resultados da análise de eficiência na produção de camarão marinho em cativeiro levam a concluir que o sucesso da atividade no Estado do Ceará decorreu muito mais da eficiência técnica dos carcinicultores do que da capacidade dos carcinicultores combinarem, da melhor maneira possível, os insumos, dada a relação dos preços dos insumos (eficiência alocativa). Essa má combinação dos insumos utilizados leva à conclusão que, em média, os carcinicultores que representam o Estado do Ceará obtiveram uma eficiência econômica de 55,33% ($0,907 \times 0,610$), e que apesar da enorme lucratividade do setor os carcinicultores cearenses não estão maximizando o lucro.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Coelli, T. J.; Rao, D. S. P.; Battese, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. London: Kluwer Academic, 1998. 275p.
- Charnes, A.; Cooper, W. W.; Rhodes, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- DPA/MAPA – Departamento de Pesca e Aqüicultura do Ministério da Agricultura Pecuária e do Abastecimento e ABCC – Associação Brasileira de Criadores de Camarão. *Plataforma tecnológica do camarão marinho cultivado*. Brasília-DF, out. 2001. 276pp.
- Farrel, M. J. A measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 120, p. 254-290, 1957.
- Fonseca, J. S.; Martins, G. A. *Curso de estatística*. 6ª ed. São Paulo: Atlas, 1996. 320p.
- Forsund, F. R.; Lovell, C. A. K.; Schmidt, P. A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement. *Journal of Econometrics*, North-Holland, v. 13, n. 1, p. 5-25, 1980.
- Gesteira, T. C. V.; Nunes, A. J. P.; Miranda, P. T. C. Expansão da carcinicultura marinha no Estado do Ceará. In: *Anais do Congresso Brasileiro de Engenharia de Pesca, 12º CONBEP*, v. 1, Foz do Iguaçu-PR, 2001. (CD-ROM).
- Gomes, A. P. *Impactos das transformações da produção de leite no número de produtores e requerimentos de mão-de-obra e capital*. 1999. 157p. Tese (Doutorado em Economia Rural) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG.
- Madrid, R. M. M. Paralelo à sustentabilidade ambiental, chegou a vez do mercado e da sustentabilidade econômica. *Revista da Associação Brasileira de Criadores de Camarão – ABCC*, Recife-PE, ano 4, n. 2, p. 35-37, ago. 2002.
- Matsunga, M.; Bemehnans, P. F.; Toledo, P. E. N.; Dulley, R. D.; Okawa, H.; Pedroso, I. A. Metodologia de produção utilizada pelo IEA. *Agricultura em São Paulo*, v. 23, n. 1, p. 123-139, 1976.
- Rocha, I. P.; Rodrigues, J. F. As estatísticas da carcinicultura brasileira em 2001. *Revista da Associação Brasileira de Criadores de Camarão – ABCC*, Recife-PE, ano 4, n. 1, p. 39-42, abr. 2002.
- Seiford, L. M.; Zhu, J. An investigation of returns to scale in data envelopment analysis. *Omega – Journal of Management Science*, v. 27, n. 1, p. 1-11, 1999.
- Tupy, O.; Yamaguchi, L. C. T. Data envelopment analysis aplicada à produção de leite. In: *Anais do 40º Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Brasília: SOBER, v. 1, Passo Fundo-RS, 2002 (CD-ROM).

AJUSTES NOS MERCADOS DE ÁLCOOL E GASOLINA ENTRE OS ANOS DE 1995 E 2000*

Marta Cristina Marjotta-Maistro[§]
Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros[¶]

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi analisar e caracterizar o mercado de combustíveis – gasolina e álcool anidro –, relacionando os efeitos de mudanças em variáveis da oferta e demanda sobre o comportamento dos agentes, em um contexto de mercado parcialmente liberado, ou seja, entre os anos de 1995 e 2000. Foi estimado um modelo com cinco equações: uma de quantidade e quatro de preços dos combustíveis. As principais conclusões foram: variações de demanda tendiam a ser atendidas sem grandes alterações nos preços da gasolina e dos seus componentes; ajustes de preços no atacado da gasolina C e A eram parcialmente repassados para o varejo; o governo tendia a absorver os choques externos de preços, não os repassando imediatamente para o varejo, e este não repassava, na mesma proporção, para o consumidor. Os resultados da pesquisa mostraram setores ainda operando sob a égide do Estado, que controlava suas operações sem necessariamente atender à lógica econômica.

Palavras-chave: álcool anidro, gasolina, desregulamentação, combustíveis.

ABSTRACT

The aim of this study was analyze and characterize the fuel markets – gasoline and anhydrous ethanol, relating the changes effects in associated variables to supply and demand about the agents' behavior in a market partly deregulated, that is, between 1995 and 2000. The model was made up of five equations, being one of gasoline C to retailing and four of fuel prices. The mainly conclusions were: the demand variations tended to be met without major changes in the price of gasoline and its compounds; the wholesale gasoline C and gasoline A at refineries prices adjustments, even moderated, were reposed partly to retailing; the government had a tendency to absorb the external shocks of prices and did not repose immediately to retailing and the retailing did not repose, at the same extent, to the final consumer. The research results reflected sectors still operating under State domain, which controlled their operations without necessarily meeting the economic logic.

Key words: anhydrous ethanol, gasoline, deregulation, fuels.

JEL classification: Q48, L81, L51, Q11.

* Este artigo é baseado em parte da tese de doutorado elaborada pela primeira autora sob a orientação do segundo autor.

§ Pesquisadora do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ/USP). e-mail: mcmarjot@esalq.usp.br

¶ Professor Titular do Departamento de Economia, Administração e Sociologia, ESALQ/USP e Coordenador Científico do CEPEA/ESALQ/USP. e-mail: gscbarro@esalq.usp.br

Recebido em junho de 2002. Aceito em setembro de 2004.

1 INTRODUÇÃO

1.1 O processo de desregulamentação dos setores

A partir da década de 1990 passaram a ser adotadas, na economia brasileira, diretrizes políticas orientadas para uma menor intervenção estatal e, neste sentido, vários setores produtivos vieram-se inseridos em contextos tendentes ao livre mercado. Dentre esses setores podem ser destacados o setor sucroalcooleiro e o setor de combustíveis, que têm passado por mudanças nas suas atividades produtivas e comerciais, devido ao afastamento do Estado, que antes coordenava essas atividades.

O setor sucroalcooleiro, dentro do complexo agroindustrial brasileiro, foi um dos que sofreram a maior e mais prolongada intervenção governamental. O Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA), criado em 1933, foi o principal órgão gestor do setor sucroalcooleiro. Suas funções eram administrar e propiciar o seu desenvolvimento, além de estabelecer as quotas de produção e os preços da cana, do açúcar e do álcool.

O setor petrolífero do Brasil, assim como o sucroalcooleiro, se caracteriza pelo elevado grau de intervenção governamental, sendo que o controle dos preços dos combustíveis estava diretamente ligado às questões de caráter econômico, energético, social e tributário. Neste sentido, eram mantidos complexos sistemas de administração de preço e produção. A partir de 2002, esses sistemas entraram em uma fase de transição para operarem em um mercado totalmente desregulamentado.

O processo de abertura do setor sucroalcooleiro iniciou-se com a extinção do Instituto do Açúcar e do Alcool em 1990, e pela liberação gradativa dos preços dos produtos do setor. Tal liberalização teve início com o preço do açúcar (1990), seguido pelo do álcool anidro (1997), depois pela cana (1998) e por fim, pelo álcool hidratado (1999). Conseqüentemente, abriu-se o caminho para um novo processo de delineamento das atividades do setor sucroalcooleiro, sendo que o planejamento e a execução das atividades relativas à produção e comercialização deixaram de ser orientadas pelo governo e passaram a fazer parte da administração privada.

No setor de combustíveis as mudanças começaram a ocorrer a partir da segunda metade da década de 1990. Em 1996, os preços da gasolina automotiva para o consumidor foram liberados, continuando sob controle os preços de realização (remuneração da Petrobrás) e de faturamento de gasolina A na refinaria (o preço de vendas às distribuidoras) e os preços do óleo diesel na bomba. No entanto, a partir de 2002 todos os preços deixaram de ser controlados pelo governo.

No setor sucroalcooleiro destacam-se a produção de açúcar e álcool. O álcool anidro é utilizado na mistura com a gasolina A que é adquirida diretamente nas refinarias de petróleo para compor a gasolina C (vendida nas bombas de gasolina dos postos) e o álcool hidratado como combustível para a frota de carros movidos exclusivamente a álcool. As proporções de álcool anidro adicionadas à gasolina A para compor a gasolina C vêm se alterando ao longo do tempo, conforme pode ser verificado na Tabela 1. As decisões relativas às alterações desses percentuais são tomadas levando-se em conta a expectativa da produção de álcool ou a disponibilidade do produto, tendo em vista a estabilidade do preço.

Tabela 1 – Alterações nos percentuais de mistura do álcool anidro à gasolina A

Período	Porcentual de mistura
Até 1992	14
Setembro/1992 a Maio/1998	22
Maio/1998 a Agosto/2000	24
Agosto/2000 a maio/2001	20
Maio/2001 a janeiro/2002	22
Janeiro/2002 a maio/2002	20-25
Maio/2002 junho/2002	25
Junho/2002 a janeiro/2003	25
Janeiro a junho/2003	20
A partir de junho/2003	25

A situação no mercado de combustíveis antes de 2002 era a seguinte: os preços praticados pelas refinarias, isto é, os preços pagos pelas distribuidoras de combustíveis pelos derivados de petróleo eram regulados (ajustados) por decretos do governo. Já os preços de venda das distribuidoras e de revenda dos postos (preços ao consumidor final) estavam liberados desde 1996 (o óleo diesel foi o último a ter seu preço liberado em 2002). O álcool hidratado e o álcool anidro utilizados como combustível e como aditivo, respectivamente, tiveram seus preços liberados ao produtor no final da década de 1990. Neste sentido, o mercado de combustíveis operava em uma estrutura de formação de preços mista, com parte de seus preços sendo ditados pelo governo e parte sendo formada no mercado.

Tendo em vista essa estrutura de formação dos preços de combustíveis, é interessante procurar analisar como alterações nos preços de um tipo de combustível afetam o outro tipo. Por exemplo, como alterações nos preços da gasolina A afetariam os preços do álcool anidro e da gasolina C no varejo e no atacado? Procura-se, pois, apreender quais as relações existentes entre o mercado de combustíveis em geral, e o álcool anidro, em específico.

Para a condução deste trabalho, reconhece-se que, sendo recente as mudanças na forma como o Estado conduzia as políticas de comercialização, tanto para o setor sucroalcooleiro como para o setor de combustíveis, tais setores, principalmente o de combustíveis, ainda passam por um período de transição e de adaptação devido às forças de mercado.

O objetivo geral deste trabalho é analisar e caracterizar o mercado de combustíveis, tanto da gasolina como do álcool anidro, relacionando os efeitos das mudanças em variáveis associadas à oferta e à demanda sobre o comportamento dos agentes, efeitos estes ligados tanto às instituições públicas reguladoras como diretamente ao mercado (vendedores e compradores), num mercado parcialmente liberado no período abrangido pelo presente estudo, ou seja, entre os anos de 1995 a 2000, considerando dados mensais para a região Centro-Sul.

O objetivo específico é estimar um sistema composto por cinco equações, ou seja, uma referente à quantidade de gasolina C demandada do varejo e quatro referentes aos preços dos combustíveis (varejo e atacado para a gasolina C, produtor de anidro e gasolina A na refinaria). Com as estimativas obtidas, pretende-se conduzir avaliações dos efeitos de variações nas variáveis exógenas

do modelo sobre a quantidade e os preços dos combustíveis, por meio do cálculo de Multiplicadores de Impacto.

1.2 Os agentes participantes da comercialização e a formação dos preços dos combustíveis

Na safra 2000/01 da região Centro-Sul, cinco grupos comercializaram 63% do álcool hidratado e 56% do álcool anidro produzido, o que permite verificar o grau de concentração pelo lado da produção. Esses grupos se fortaleceram a partir da safra 1998/99 em um momento em que havia grandes excedentes de álcool no mercado, que acabaram por reduzir os preços do produto. Na safra 2001/02 o percentual de álcool comercializado por esses grupos reduziu-se aproximadamente 50% do total negociado na região.

No que se refere à formação dos preços dos produtos do setor sucroalcooleiro, no período em que estes eram tabelados, o IAA utilizava-se de uma metodologia que partia, basicamente, do levantamento dos custos de produção desses produtos. A partir dos preços do açúcar cristal *standard* eram determinados os preços básicos do álcool por meio de uma paridade técnica que procurava estabelecer um ponto de indiferença (valor de paridade) entre produzir açúcar ou álcool em uma usina com destilaria anexa. Essa paridade era fixada por portarias do então Ministério da Indústria e do Comércio e das Minas e Energia. De posse desse valor, derivavam-se os valores de paridade dos alcoóis anidro e hidratado, em função de seus teores alcoólicos.

Os preços ao consumidor final de álcool eram formados a partir dos preços pagos aos produtores acrescidos dos custos de frete, de mistura (no caso do álcool anidro) e impostos. Especificamente no caso do álcool anidro, o preço ao consumidor final estava incorporado no preço da gasolina. Dessa forma, haveria um diferencial entre o custo do álcool anidro posto no centro de mistura e o seu preço de faturamento nesse centro. Esse diferencial era recolhido pela Petrobrás (responsável por toda a aquisição de anidro) e utilizado para a manutenção de estoques estratégicos de álcool.

Os preços do álcool anidro e do hidratado ao produtor foram liberados a partir de maio de 1997 e fevereiro de 1999, respectivamente.

Pelo lado comprador, as distribuidoras de combustível associadas ao Sindicato Nacional das Empresas Distribuidoras de Combustíveis e de Lubrificantes (Sindicom) são as que apresentam a maior participação na comercialização de álcool combustível no mercado interno.

O Sindicom possuía, em 2001, 82 bases coletoras de gasolina e álcool espalhadas por todo o território nacional, sendo que 12 encontravam-se no Estado de São Paulo (o que representa 15% do total). Essas bases contavam com uma infra-estrutura e logística que permitiam a utilização do transporte rodoviário, ferroviário e hidroviário para a coleta e para a distribuição de combustíveis, permitindo, assim, vantagens comerciais ante as outras empresas.

Deve-se destacar que até meados dos anos 1990 essas empresas eram as únicas a operar no País, ou seja, existiam 8 grandes distribuidoras comercializando álcool. No entanto, a partir de 1995, quando o setor dos combustíveis passou a ser gradativamente liberado, surgiram inúmeras novas distribuidoras pequenas e médias que, a princípio, eram organizadas pelo Sindicato das Distribuidoras Regionais de Combustíveis – Brasilcom. De acordo com a Agência Nacional de Petróleo, no ano de 2000, 160 distribuidoras participaram da comercialização de gasolina C e 165 de álcool hidratado no País.

Verificou-se que em 1999, na região Centro-Sul, as 5 maiores distribuidoras foram responsáveis pela comercialização de aproximadamente 63% do álcool anidro e 53% do álcool hidratado da região e as 30 maiores distribuidoras comercializaram a quase totalidade do produto: mais de 90% do álcool anidro e 86% do álcool hidratado.

No que se refere à política de preços adotada pelo governo, durante os anos de 1938 e 1990, as diretrizes da política de preços dos derivados de petróleo comercializados no mercado interno foram: tabelamento dos preços em função dos interesses da economia nacional; garantia de êxito para a indústria nacional do refino de petróleo; e a prática, quando possível, de preços uniformes em todo o País.

Após 1990, a estrutura de preços desses derivados foi estabelecida de forma a propiciar a cobertura dos custos dos diversos agentes econômicos envolvidos na produção, distribuição e comercialização desses produtos (refinaria, companhias de distribuição e postos de revenda). No entanto, nesse mesmo período foram adotadas algumas medidas de caráter liberalizante, tais como a liberação dos preços dos combustíveis líquidos (gasolina, diesel e querosene) nos postos de revenda, fixando-se apenas, seus valores máximos; a liberação dos preços praticados por distribuidores e/ou revendedores para produtos como óleos lubrificantes; a liberação dos preços praticados pelas refinarias para produtos especiais ou experimentais, de reduzida participação no mercado interno de derivados de petróleo.

A liberação dos preços da gasolina automotiva para o consumidor se deu em março de 1996. Até o final de 2001 permaneceram sujeitos a tabelamento por parte do governo federal (Portaria Interministerial dos Ministérios das Minas e Energia) os preços de realização (remuneração da Petrobrás) e de faturamento (o preço de vendas às distribuidoras) de gasolina A.

O preço de realização era formado pelo preço de realização do mês anterior, pela variação das cotações do mercado internacional de petróleo (tipo Brent e WTI) e pela variação da taxa de câmbio. Este preço irá compor, juntamente com os impostos o preço ditado pelo governo, o chamado preço de portaria. O preço de portaria entrará no cômputo do preço pago pelas distribuidoras na refinaria pela gasolina A.

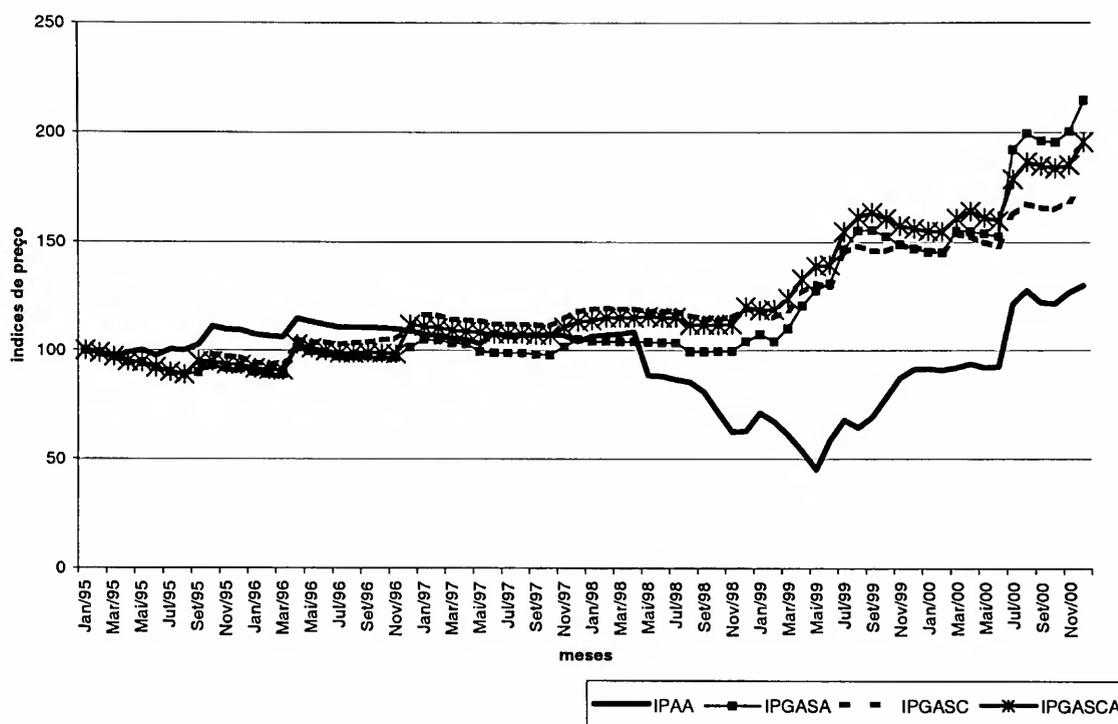
Na formação do preço de faturamento da gasolina A existia uma parcela chamada de Parcela de Preço Específica, de responsabilidade do Tesouro Nacional, e definida como sendo a diferença entre o preço de faturamento dos derivados entregues às empresas distribuidoras de combustíveis e o preço de realização. Essa parcela funcionava como “colchão amortecedor”, pois não permitia que variações repentinas no preço do petróleo no mercado internacional e no câmbio fossem repassadas, de imediato, aos preços internos. De posse da gasolina A, a distribuidora irá compor o preço da gasolina C, que será vendida aos postos, considerando os percentuais de mistura de álcool anidro ditados pelo governo.

Nota-se portanto que, por meio do mecanismo de formação do preço da gasolina na refinaria, o governo era responsável pelo diferencial de custos entre o petróleo importado pela Petrobrás para ser refinado no País e o preço que a gasolina A e C eram vendidas, ou seja, os aumentos no preço do barril de petróleo importado não eram inteiramente repassados para o consumidor final de gasolina e, neste sentido, buscava-se manter o mercado da gasolina estável para o consumidor.

Com o intuito de viabilizar a abertura do setor de combustíveis, após 2002 foram implementadas novas sistemáticas de tributação dos derivados do petróleo e do álcool combustível, tanto para a comercialização no mercado interno como dos produtos importados. A Lei nº 10.336, de 19 de dezembro de 2001, que instituiu a Contribuição de Intervenção sobre o Domínio Econômico (CI-DE), em substituição à Parcela de Preços Específica, e incidente sobre a importação e a comercialização de combustíveis, instituiu também que o montante arrecadado com a nova contribuição deveria ser destinado, entre outros fins: ao pagamento de subsídios a preços ou transporte de álcool combustível, gás natural e derivados de petróleo; ao financiamento de projetos ambientais relacionados com a indústria do petróleo e do gás; e ao financiamento de programas de infra-estrutura de transportes.

A Figura 1 mostra a evolução dos índices de preços da gasolina A, da gasolina C no varejo e no atacado e do álcool anidro para o produtor. Nota-se que os preços desses produtos evoluíram de maneira bastante similar. No entanto, pode-se observar que o aumento do preço da gasolina C no atacado não foi totalmente repassado ao preço da gasolina C no varejo. O comportamento do preço no varejo da gasolina C pode estar relacionado a dois aspectos. O primeiro deles diz respeito ao fato de que o preço na bomba foi controlado até 1996. Assim sendo, seguindo a lógica de controle da inflação via controle dos preços dos combustíveis, os aumentos no atacado e na refinaria não eram repassados com a mesma intensidade no varejo. O outro aspecto diz respeito à estrutura de comercialização da gasolina C no varejo. Ou seja, as vendas de combustíveis são feitas por vários postos espalhados por todas as regiões do País, portanto, de forma bastante pulverizada. Logo, o repasse de aumentos de preços tende a ser minimizado pela concorrência entre esses estabelecimentos.

Figura 1 – Evolução dos índices de preços do álcool anidro para o produtor do Estado de São Paulo (IPAA), da gasolina A na refinaria (IPGASA), da gasolina C no varejo (IPGASC) e do preço da gasolina C no atacado (IPGASCA) janeiro 1995 = 100



Fontes: CEPEA; ANP; Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS).

O preço do álcool anidro também se mostrou mais estável, com exceção da safra de 1998/99. De maneira geral, o preço do álcool anidro não foi diretamente afetado por variações nos outros preços.

2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO MERCADO DE COMBUSTÍVEIS

Na literatura nacional e internacional é possível encontrar diversos estudos que trataram de questões relativas ao mercado de combustíveis, dentre os quais podem ser citados os de Ramos (1984), Caldas (1988), Dahl e Sterner (1991), Sordi (1997) e Costa (2001).

Ramos (1984) e Caldas (1988) avaliaram a estrutura da demanda dos principais derivados de petróleo no País, em períodos distintos. Ramos (1984) agregou os tipos de derivados em quatro ca-

tegorias: gases (GLP); leves (gasolina, nafta, solvente e álcool); médios (óleo diesel, querosene iluminante e querosene de aviação); pesados (óleos combustíveis, asfaltos, óleos lubrificantes, parafinas e coque). Estimou equações de ajustes parciais para cada categoria de derivado por Mínimos Quadrados Ordinários e desenhou possíveis cenários para a demanda de derivados, em nível nacional. As variáveis explicativas consideradas nos modelos foram: consumo do derivado, renda nacional, preço de comercialização do derivado de petróleo, consumo do derivado defasado. O período analisado foi a década de 1980.

Os resultados obtidos para os gases indicaram demanda quase perfeitamente inelástica em relação ao preço no curto prazo, mostrando novamente a ineficiência de políticas de controle de preços sobre a demanda deste derivado. Na categoria leves, os resultados da estimativa das elasticidades-preço e renda para o curto prazo (0,258 e 0,319, respectivamente) foram menores que para o longo prazo (-1,547 e 1,913). Na categoria dos médios, a equação foi estimada para o óleo diesel e os resultados mostraram baixas elasticidades-preço da demanda, tanto no curto como no longo prazo (-0,218 e -0,564), e aumento da sensibilidade do consumo a variações na renda no longo prazo (1,543 no longo prazo e 0,596 no curto prazo). Na categoria dos pesados, os resultados novamente mostraram pouca sensibilidade do consumo a variações nos preços e na renda.

O trabalho de Caldas (1988) teve basicamente o mesmo objetivo do trabalho de Ramos (1984), porém com algumas diferenças metodológicas. Caldas (1988) não agregou em categorias os derivados de petróleo, mas propôs um modelo econométrico para cada derivado e estimou tais modelos por dois métodos: estimou a demanda de cada derivado para o Brasil a partir de uma série de dados trimestrais, de 1970 a 1987, por Mínimos Quadrados Ordinários, com uma especificação dinâmica; estimou também a demanda regional de derivados com dados de 1980 a 1987, por Mínimos Quadrados Ordinários e pela técnica "*pooled regressions*". As variáveis consideradas foram: consumo, preço para os diferentes tipos de derivados e renda.

Os resultados para o gás indicaram inelasticidade-preço no curto prazo e efeitos razoáveis no longo prazo. A elasticidade-renda mostrou rigidez no curto prazo. Para os modelos regionais, as elasticidades-preço de curto e longo prazos foram mais elevadas.

Os resultados das estimativas para a elasticidade-renda e preço no curto prazo para a gasolina equivalente se aproximaram dos obtidos por Ramos (1984). Já as de longo prazo foram menores do que as encontradas pelo último autor.

As estimativas da elasticidade-preço para a demanda de óleo combustível, querosene de aviação e óleo diesel apresentaram valores menores para o curto prazo se comparados aos de longo prazo, com exceção dos valores encontrados para a demanda de óleo diesel, que no longo prazo também apresentou baixa elasticidade-preço. A demanda de óleo combustível, querosene de aviação e óleo diesel mostraram-se menos sensíveis a variações na renda no curto prazo do que no longo prazo, excetuando a demanda por óleo combustível, que ainda mostrou baixa elasticidade-renda no longo prazo.

Dahl e Sterner (1991) pesquisaram cerca de uma centena de trabalhos sobre demanda de gasolina e verificaram que diferentes estudos pareciam ter encontrado resultados contraditórios. No entanto, esses resultados foram, na verdade, gerados pelo emprego de diferentes formas de modelagem e diferentes conjuntos de dados. Os autores classificaram os estudos em diferentes categorias distinguindo tais categorias de acordo com os modelos, ou seja, os que empregaram (ou não) a variável estoque de veículo como explicativa e os modelos estático e dinâmico. Nesses modelos também houve combinações entre estoques de veículos e defasagens. De acordo com esses critérios foi possível identificar nove categorias, ou tipos de modelagem, para a função de demanda por gasolina.

Segundo os autores, após essa estratificação, e apesar dos diferentes tipos de modelos, existe um certo grau de consistência entre os resultados. Para efetuar comparações os autores centraram-se nas estimativas das elasticidades-preço e renda para o curto e longo prazos.

Os tipos de dados utilizados foram séries temporais (ST) ou cortes seccionais (CS), sendo que para as séries temporais foram observadas várias periodicidades, ou seja, dados mensais, anuais, quadrimestrais. Para a estimação dos modelos foram empregadas diferentes técnicas, tendo sido constatado que a estimativa de equações únicas foi a mais comumente verificada. A Tabela 2 mostra a nomenclatura e os resultados médios para as elasticidades-preço e renda da demanda de gasolina (curto – CP e longo prazos – LP) analisados pelos autores, bem como a categoria a que pertence o modelo, os tipos de dados e suas periodicidades. Apesar das diferentes magnitudes nos valores das elasticidades-preço e renda da demanda, na maioria dos casos a demanda é inelástica, tanto no curto como no longo prazo.

Tabela 2 – Sumário das elasticidades médias – preço e renda – da demanda por categorias

Tipos de Modelos	Dados	Elasticidade Preço		Elasticidade Renda	
		CP	LP	CP	LP
STAT (Static Model)	ST	-0,53	-0,53	1,16	1,16
STAT	ST	-0,29	-0,29	0,52	0,52
LE (Lagged Endogenous)	CSST/ST	-0,24	-0,80	0,45	1,31
LE1q	CSST/ST	-0,13	-0,28	0,44	1,02
LE4q	ST	-0,14	-0,59	0,20	0,75
LE1m	ST	-0,20	-0,23	0,58	0,85
LE12m	ST	-0,19	-0,88	0,22	0,64
VEH (Simple Vehicle Model)	CSST/ST	-0,31	-0,31	0,52	0,52
VEH	ST	-0,42	-0,42	0,18	0,18
VCHAR (Vehicle Characterists Model)	CSST/ST	-0,16	-0,16	0,29	0,29
VCHAR	CSST/ST	-0,32	-0,32	0,17	0,17
VCHAR	PAINEL	-0,52	-0,52	0,41	0,41
VCHAR	ST	-1,01	-1,01	0,76	0,76
V-LE (Vehicle/Lagged Endogenous)	CSST/ST	-0,12	-0,29	0,38	0,60
VU-LE (Vehicle Use Lagged Endogenous)	CSST	-0,17	-1,05	0,14	0,87
V-OL (Vehicle/Other Lag)	CSST/ST	-0,08	-0,97	0,57	0,57
LE-OL (Lagged Endogenous/Other Lagged)	ST	-0,22	-0,94	0,39	1,09
VU-LE	ST	-0,41	-0,77	0,42	1,11

Fonte: Adaptado de Dahl e Sterner (1991, p. 206).

No que tange à literatura nacional, o estudo apresentado por Sordi (1997) pode ser caracterizado como um trabalho pioneiro, pelo fato de o autor ter centrado sua análise em um mercado pouco estudado empiricamente: o mercado de álcool hidratado combustível.

O autor baseou-se em dois grupos de modelos de demanda – um estrutural (considerando a oferta endógena) e outro simples (considerando a oferta exógena) – para estimar as elasticidades-preço e renda da demanda e avaliar se o setor apresentou um comportamento monopolista. O período analisado corresponde aos meses de janeiro de 1980 a dezembro de 1995.

Os métodos empregados foram os de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, Mínimos Quadrados em Dois Estágios com Variáveis Instrumentais e Máxima Verossimilhança de Informação Plena. As variáveis consideradas nos modelos foram: demanda total de álcool hidratado, preço real do álcool hidratado ao consumidor, renda, quantidade de veículos da frota movida a álcool, tendência, razão dos preços reais ao consumidor do álcool hidratado e da gasolina, preço real da cana-de-açúcar, preço real do álcool hidratado recebido pelo produtor, preço real do açúcar no mercado interno, preço real do açúcar no mercado internacional, preço real do petróleo no mercado internacional.

Os resultados encontrados indicam que o tipo de curva de demanda que melhor se ajusta ao mercado de álcool hidratado combustível é o linear. O comportamento do setor foi caracterizado como sendo um monopólio sob controle de preços.

Costa (2001), com o objetivo de analisar o comportamento dos preços dos principais produtos do setor sucroalcooleiro no Estado de São Paulo (açúcar, álcool anidro e hidratado combustível), também identificou as relações existentes entre o nível produtor, varejista e atacadista para esses produtos, no período de abril de 1997 a maio de 2000. Os resultados apontam que os níveis do produtor e do atacado determinam as alterações iniciais nos preços de açúcar e álcool combustível, e os preços no varejo sofrem ajustamentos parciais em relação aos níveis de mercado mais concentrados.

3 METODOLOGIA

Na elaboração de trabalhos que analisaram a formação de preços nos mercados agrícolas, três são os principais modelos que têm servido de referência: o de Gardner, o de Heien e o de Barros. As equações detalhadas de cada modelo podem ser vistas em Gardner (1975), Heien (1980) e Barros (1990).

O modelo de Gardner é caracterizado principalmente por procurar explicar a formação dos preços em diferentes níveis de mercado. Sob a pressuposição de concorrência perfeita e equilíbrio instantâneo, tanto no mercado de insumos como no de produto, o autor considera em seu modelo um produto final e dois insumos usados em sua produção: a matéria-prima agrícola e o insumo de comercialização.

O modelo de Heien leva em conta os níveis de varejo, atacado e de produtor, apresenta funções de oferta e demanda e exclui o mercado de insumos de comercialização que foi considerado no modelo de Gardner. Aguiar (1994) ressalta, no entanto, que além dessa diferença em relação ao modelo de Gardner, Heien pressupõe em seu modelo desequilíbrio de curto prazo no mercado varejista. Por outro lado, segundo Parré (1995), o modelo de Heien procura explicar o comportamento dos mercados agrícolas em um período intermediário entre duas situações de equilíbrio. Ou seja, o equilíbrio instantâneo, considerado por Gardner, entre oferta e demanda do varejo, atacado e produtor somente é válido quando se tem um período de tempo no qual a variação de estoque é muito pequena em relação à demanda total. No entanto, quando são considerados períodos de tempo menores, passa a existir uma condição de desequilíbrio no mercado, porque, para que o equilíbrio seja restabelecido, é necessário certo período de tempo.

De acordo com Heien, o período de desequilíbrio ocorre em razão de alguns fatores verificados nos mercados, tais como: a não fluidez das informações, a dificuldade em interpretar essas informações e também a dificuldade em se ajustar às novas condições após a interpretação das informações recebidas do mercado.

O modelo desenvolvido por Barros (1990) baseia-se no de Heien. No entanto, a diferença está no papel fundamental atribuído ao atacado. Para Barros, neste nível de mercado os preços se ajustam instantaneamente, de acordo com o excesso de demanda. Este ajuste ocorreria porque no atacado, como há especialização no comércio de um pequeno grupo de produtos, haveria maior acesso a informações, baixo custo de mudança de preços e elevada frequência de transações. Em nível de produção, por sua vez, como se negociam pequenos volumes e de forma descentralizada, o preço se ajustaria de maneira defasada em relação ao atacado, o mesmo ocorrendo com o varejo, caracterizado pela pequena especialização. Neste nível de mercado, os preços são ajustados parcialmente. No varejo seria utilizada, portanto, uma política de *markup* sobre os custos, sendo também os ajustes parciais, até atingir o que o autor denominou de preço-meta.

3.1 O modelo proposto

O modelo proposto para este estudo tem como base o modelo desenvolvido por Heien e Barros.

Neste modelo serão considerados a quantidade demandada de gasolina C do varejo e os preços ao produtor de álcool anidro, atacado e varejo de gasolina C e atacado de gasolina A. Este modelo é chamado de Modelo de Ajuste pela Quantidade, e procura retratar a dinâmica de ajustamento em um mercado em que as quantidades ofertadas são predeterminadas e os preços se ajustam a partir de condições previamente estabelecidas.

De posse das estimativas das equações, serão determinados os impactos sobre as variáveis endógenas de variações nas variáveis exógenas do modelo. Tais impactos serão avaliados por meio dos Multiplicadores de Theil.

Considera-se a seguinte função de produção do tipo Leontief:

$$V = \min \left\{ \frac{A}{b_1}, \frac{Z}{b_2} \right\} \quad (1)$$

$$A = \min \left\{ \frac{P}{c_1} + \frac{Q}{c_2} \right\} \quad (2)$$

onde V, v representam as variáveis para a gasolina C no varejo; A, a representam as variáveis para gasolina C no atacado; Z representa o insumo de comercialização no posto, sendo considerado o óleo diesel como insumo de comercialização para o varejo; P, p representam as variáveis para o produtor de álcool anidro; Q, q estão relacionados à gasolina A na refinaria e b_i e c_i são os coeficientes técnico de produção para a composição da gasolina C no varejo e para a composição da gasolina C no atacado, respectivamente.¹

A demanda de gasolina C do varejo apresenta a seguinte quantidade como meta:

$$V_t^{*d} = \theta_0 + \theta_1 v_t + \theta_2 R_t + \theta_3 D_t + \theta_4 F_t \quad (3)$$

onde R_t = renda (Índice do PIB real mensal)

¹ As letras maiúsculas representam as quantidades e as minúsculas os preços dos combustíveis.

D_t = taxa de desemprego (em porcentagem)

F_t = proxy para frota de veículos nacionais movidos a gasolina (em unidades).

O processo de ajustamento dessa quantidade ocorre da seguinte forma:

$$V_t - V_{t-1} = \eta (V_t^{*d} - V_{t-1}) \quad (4)$$

Considerando a equação (4), e substituindo V_t^{*d} pela equação (3), tem-se a equação para a demanda de gasolina C do varejo:

$$V_t = \eta\theta_0 + \eta\theta_1 v_t + \eta\theta_2 R_t + \eta\theta_3 D_t + \eta\theta_4 F_t + (1-\eta)V_{t-1} \quad (5)$$

As equações de oferta da gasolina C no atacado, do álcool anidro ao produtor e da gasolina A na refinaria são representadas, respectivamente, pelas seguintes equações:

$$A_t^s = b_a V_{t-1}^d \quad (6)$$

$$P_t^s = b_p \mu V_{t-1}^d \quad (7)$$

$$Q_t^s = b_q (1-\mu) V_{t-1}^d \quad (8)$$

Os percentuais de mistura de gasolina A e álcool anidro na composição da gasolina C são representados pelo coeficiente μ . Os $b's$ representam os coeficientes de conversão dos insumos para a gasolina C no varejo.

O preço da gasolina C no atacado será dado por:

$$a_t = \psi_0 + \psi_1 A_t^s + \psi_2 p_{t-1} + \psi_3 q_{t-1} \quad (9)$$

O preço do álcool anidro ao produtor será dado por:

$$p_t = \tau_0 + \tau_1 P_t^s + \tau_2 PAC_{t-1} + \tau_3 PC_{t-1} + \tau_4 PAH_{t-1} \quad (10)$$

onde: PAC = preço do açúcar no mercado interno (R\$/saca de 50 kg)

PAH = preço do álcool hidratado ao produtor (R\$/litro)

PC = preço da cana (R\$/tonelada)

O preço da gasolina A será dado por:

$$q_t = \omega_0 + \omega_1 Q_t^s + \omega_2 PPI_{t-1} \quad (11)$$

onde: PPI = preço do petróleo importado (R\$/barril)

Deve-se observar que os preços da gasolina C no atacado, do álcool anidro ao produtor e da gasolina A na refinaria irão se ajustar de acordo com variações nas suas quantidades, que, por sua vez, estão diretamente relacionadas a variações na demanda do varejo da gasolina C.

O preço-meta da gasolina C no varejo será dado por:

$$v_t^* = b_1 a_{t-1} + b_2 z_t \quad (12)$$

O ajuste do preço da gasolina C no varejo é o seguinte:

$$v_t - v_{t-1} = \alpha(v_t^* - v_{t-1}) \quad 0 < \alpha < 1 \quad (13)$$

Considerando a equação (13) e substituindo v_t^* pela equação (12) tem-se a equação para o preço da gasolina C no varejo:

$$v_t = (1 - \alpha)v_{t-1} + \alpha b_1 a_{t-1} + \alpha b_2 z_t \quad (14)$$

As equações (5), (9), (10), (11) e (14) foram estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários e as estimativas dos seus parâmetros serão utilizadas no cômputo dos Multiplicadores de Impacto de Theil. A Tabela 3 sintetiza todas as variáveis definidas para este estudo.

Tabela 3 – Variáveis definidas para o estudo

Variável	Definição
R_t	renda (Índice do PIB real mensal)
D_t	taxa de desemprego (em porcentagem)
F_t	proxy para frota de veículos nacionais movidos à gasolina (em unidades)
V_t	demanda de gasolina C do varejo
A_t^s	Oferta da gasolina C no atacado
P_t^s	Oferta do álcool anidro ao produtor
Q_t^s	Oferta da gasolina A na refinaria
a_t	Preço da gasolina C no atacado
p_t	Preço do álcool anidro ao produtor
q_t	Preço da gasolina A na refinaria
v_t	Preço da gasolina C no varejo
PAC	Preço do açúcar no mercado interno (R\$/saca de 50 kg)
PAH	preço do álcool hidratado ao produtor (R\$/litro)
PC	preço da cana (R\$/tonelada)
PPI	preço do petróleo importado (R\$/barril)

3.2 Os multiplicadores de Theil

Quando existem variáveis endógenas defasadas, Theil (1971) considera a forma final das equações para mensurar o efeito dos choques das variáveis exógenas, apresentando as variáveis endógenas como função das variáveis exógenas correntes e defasadas. A obtenção da forma final inicia-se com as equações (5), (9), (10), (11) e (14) apresentadas anteriormente.

Após definir o sistema formado pelas equações reduzidas, este é representado pela seguinte equação:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{d}_0 + \mathbf{D}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{D}_2 \mathbf{w}_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

Onde:

\mathbf{y}_t = vetor de variáveis endógenas

\mathbf{w}_t = vetor de variáveis exógenas

\mathbf{d}_0 = representa a matriz com os termos constantes do sistema de equações reduzidas

\mathbf{D}_1 = matriz com os coeficientes das variáveis endógenas defasadas do sistema

\mathbf{D}_2 = matriz com os coeficientes das variáveis exógenas do sistema

ε_t = vetor de desvios das equações reduzidas

Defasando y_t de um período e substituindo o resultado no lado direito da equação (15), têm-se:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{d}_0 + \mathbf{D}_1 (\mathbf{d}_0 + \mathbf{D}_1 \mathbf{y}_{t-2} + \mathbf{D}_2 \mathbf{w}_{t-1} + \varepsilon_{t-1}) + \mathbf{D}_2 \mathbf{w}_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\mathbf{y}_t = (\mathbf{I} + \mathbf{D}_1) \mathbf{d}_0 + \mathbf{D}_1^2 \mathbf{y}_{t-2} + \mathbf{D}_2 \mathbf{w}_t + \mathbf{D}_1 \mathbf{D}_2 \mathbf{w}_{t-1} + \varepsilon_t + \mathbf{D}_1 \varepsilon_{t-1} \quad (17)$$

A condição necessária e suficiente para que \mathbf{D}_1^s se aproxime de uma matriz nula, à medida que s tende ao infinito, é que todas as raízes características da matriz \mathbf{D}_1 estejam dentro do círculo unitário. Haverá, assim, convergência do modelo, e as estimativas de \mathbf{D}_1 podem ser utilizadas na verificação da convergência.

Após sucessivas substituições dos valores defasados de \mathbf{y} , tem-se a forma final:

$$\mathbf{y}_t = (\mathbf{I} - \mathbf{D}_1)^{-1} \mathbf{d}_0 + \mathbf{D}_2 \mathbf{w}_t + \sum_{j=1}^{\infty} \mathbf{D}_1^{j-1} \mathbf{D}_2 \mathbf{w}_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{D}_1^j \varepsilon_{t-j} \quad (18)$$

Os elementos da matriz \mathbf{D}_2 descrevem o efeito corrente imediato de mudanças nas variáveis exógenas e são chamados de Multiplicadores de Impacto. O efeito com defasagem de um período é dado por $\mathbf{D}_1 \mathbf{D}_2$; com defasagem de dois períodos é dado por $\mathbf{D}_1^2 \mathbf{D}_2$; com defasagem de K períodos é igual a $\mathbf{D}_1^K \mathbf{D}_2$ e o efeito total é dado por $(\mathbf{I} - \mathbf{D}_1)^{-1} \mathbf{D}_2$

3.3 Tratamento e fontes dos dados

O período abrangido pela análise corresponde aos meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2000.

As séries de dados que representam a demanda por gasolina C do varejo (vendas), os preços de faturamento da gasolina A na refinaria, o preço do barril de petróleo importado (janeiro de 1995 a dezembro de 1998, sendo o restante do período na SECEX) foram obtidas na Agência Nacional de Petróleo (ANP).

As séries de preços da gasolina C no varejo (Índice de Preços ao Consumidor), preços do óleo diesel ao consumidor, preço da cana-de-açúcar, preços no atacado da gasolina C (Índice de Preços no atacado da Gasolina – Disponibilidade Interna) foram obtidas na Fundação Getúlio Vargas.

As séries relativas à renda média (Índice do Produto Interno Bruto) e taxa de desemprego foram obtidas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

As informações mensais relativas à frota de carros a gasolina (em unidades) foram construídas de acordo com os seguintes procedimentos: partindo-se de dados anuais da frota de carros nacionais por tipo de combustíveis obtidos no GEIPOT² e de dados mensais sobre as vendas de veículos nacionais obtidos na Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA) foi possível calcular a taxa de depreciação anual da frota de veículos. Supondo a depreciação para o ano de 1995, a taxa de depreciação anual foi obtida por meio do quociente da diferença entre as vendas anuais de 1995 e o aumento relativo da frota de automóveis de 1994 para 1995, sobre a frota anual de 1994. De posse da depreciação anual, estimou-se a depreciação da frota mensal de acordo com a seguinte fórmula:

$$d_m = (1 + d_a)^{\frac{1}{12}} - 1 \quad (19)$$

onde,

d_m = depreciação mensal, d_a = depreciação anual.

Assim, a frota mensal foi calculada utilizando-se a seguinte fórmula:

$$\text{frota mensal do mês } i = \text{frota do mês }_{i-1} + \text{vendas do mês } i - (d_m * \text{frota do mês }_{i-1}) \quad (20)$$

Para os anos de 1998, 1999 e 2000 utilizou-se uma taxa de depreciação mensal média dos três anos anteriores. Este procedimento foi necessário porque o aumento observado na frota nesses últimos três anos foi superior às vendas verificadas no mesmo período. Neste sentido, os dados podem sugerir que houve uma apreciação da frota devido, por exemplo, à retomada de carros mais velhos e postos em circulação ou, ainda, à conversão de carros a álcool.

A série de dados que representa a oferta de álcool anidro corresponde à proporção de álcool anidro misturado com a gasolina A para a obtenção da gasolina C (em metros cúbicos) na região Centro-Sul e foi obtida a partir dos percentuais de mistura em vigência no período de análise.

A série de preços do álcool anidro (janeiro de 1995 a abril de 1998) e do álcool hidratado ao produtor (janeiro de 1995 a abril de 1998) foi obtida na Petrobrás. Para o restante do período foram considerados os Indicadores Mensais de Preço de Álcool Anidro e Hidratado para o produtor do Estado de São Paulo divulgado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ/USP).

A série de preço do açúcar ao produtor no mercado interno (R\$/sc de 50 kg) foi construída a partir de dados referentes ao Indicador de Preço do Açúcar Cristal para o produtor do Estado de São Paulo, divulgado pelo CEPEA/ESALQ/USP para o período de abril de 1997 a dezembro de

2 Como as informações, por tipo de combustível, da frota anual de 1994, em alguns Estados, não estava disponível, utilizou-se a estrutura da frota dos anos de 1995 ou de 1996 para completar a frota de 1994.

2000. Para o período de janeiro de 1995 a março de 1997 utilizou-se o Indicador de Preços no Atacado – Oferta Geral, divulgados pela Fundação Getúlio Vargas, para encadear a série de preços do açúcar.

A série de dados que representa a oferta de gasolina A na refinaria corresponde à proporção de gasolina A que compõe a gasolina C (em metros cúbicos) na região Centro-Sul e foi obtida a partir dos percentuais de mistura de álcool anidro e gasolina A para a obtenção da gasolina C em vigência no período sob análise. Assim, entre janeiro de 1995 a maio de 1998, a gasolina A representou 78% da gasolina C; entre junho de 1998 a agosto de 2000 esse percentual passou para 76%; e entre setembro de 2000 até dezembro de 2000, 80% da gasolina C se referia à gasolina A.

A série relativa à quantidade ofertada ao atacado corresponde, também, às vendas de gasolina C. Pressupõe-se que a oferta no atacado está em equilíbrio com a demanda do varejo da gasolina C.

As séries relativas aos preços da gasolina A na refinaria, da gasolina C ao consumidor e no atacado, do álcool anidro ao produtor, do álcool hidratado ao produtor, da cana, do açúcar no mercado interno, do petróleo importado, do óleo diesel ao consumidor foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP DI), calculado pela Fundação Getúlio Vargas, sendo, assim, as séries de preços correspondentes aos preços reais de dezembro de 2000.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Um exame dos resultados obtidos para o Modelo de Ajuste pela Quantidade mostrou que em geral os coeficientes das variáveis explicativas apresentaram sinais de acordo com o esperado, com exceção dos coeficientes representativos de: (a) efeito do preço do óleo diesel sobre o preço da gasolina C no varejo, (b) efeito do preço do álcool anidro sobre o preço da gasolina C no atacado, e (c) efeito do preço de cana sobre o preço do álcool anidro. Não obstante os sinais dos coeficientes encontrados, acredita-se, mesmo assim, que o modelo estimado se presta à finalidade de cálculo dos multiplicadores de impacto, posto que a maioria dos principais efeitos foram captados de modo aparentemente correto.

Outra ressalva importante a ser feita com relação ao mesmo modelo relaciona-se às possíveis conseqüências que a presença de resíduos autocorrelacionados (que não pôde ser afastada após exaustivos esforços) possa ter sobre os coeficientes estimados. Conforme aponta, por exemplo, Kmenta (1978), diante de tal violação dos pressupostos clássicos do Método de Mínimos Quadrados, os estimadores mantêm as propriedades de não-tendenciosidade e consistência, perdendo, porém, as características de eficiência. Constata-se, também no caso em questão, que o uso dos coeficientes estimados para fins de cálculo de multiplicadores permanece adequado, uma vez que a perda da propriedade de eficiência sacrifica a validade dos testes estatísticos e dos intervalos de confiança. Como não se pretendeu realizar tais procedimentos e, sim, ter boas estimativas dos coeficientes para o cálculo dos multiplicadores, conclui-se que mesmo diante da perda de eficiência é possível obter-se boa representação dos processos dinâmicos associados aos choques que se pretendeu analisar.

A Tabela 4 mostra os valores encontrados das estimativas.

Tabela 4 – Estimativas do ajustamento por mínimos quadrados ordinários da equação de quantidade demandada de gasolina C do varejo e dos preços dos combustíveis

Variáveis Estatística	V_t	v_t	a_t	p_t	q_t
Constante	-11,0667*		1,6156*	-2,277	-12,4318*
v_t	-0,6190*				
v_{t-1}		0,7971*			
a_{t-1}		0,1996			
p_{t-1}			-0,1085*		
q_{t-1}			0,8828*		
z_t		-0,0311			
V_{t-1}	0,0203		0,2989*	0,1232	0,7092*
R_t	0,2255				
D_t	-0,0435				
F_t	1,6426*				
PAC_{t-1}				0,3475*	
PAH_{t-1}				0,6319*	
PC_{t-1}				-0,2328**	
PPI_{t-1}					0,5087*
R^2	0,7073	0,9999	0,9718	0,8428	0,7859

* significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%.

De acordo com as estimativas obtidas, a demanda do varejo por gasolina C apresenta uma elasticidade-preço igual a 0,6190 e uma elasticidade-renda de 0,2255. Registra-se ainda um efeito importante relacionado ao tamanho da frota (elasticidade superior a 1,64). O efeito do desemprego é consideravelmente baixo.

Nas equações de preço, constata-se que variações nas quantidades oferecidas apresentam efeitos moderados sobre os preços; o maior efeito ocorre sobre o preço da gasolina A (0,7092). O preço da gasolina A é influenciado moderadamente pelo preço do petróleo importado. Nota-se ainda que

o preço no atacado da gasolina C é mais influenciado por variações no preço da gasolina A do que pelo preço do álcool anidro (que apresentou sinal contrário ao esperado).

Considerando o açúcar, álcool e cana, deve-se atentar para alguns aspectos relativos ao comportamento dos preços desses produtos ao longo dos últimos anos. Em geral, prevaleciam ajustes de preços baseados em planilhas de custos. Assim, pode-se supor que os preços dos derivados não se ajustassem, a menos que a matéria-prima o fizesse em primeiro lugar.

Para o período considerado nesta análise, o sistema de pagamento da cana alterou-se de um sistema controlado para o de autogestão a partir da safra 1998/99, safra a partir da qual foi adotado um sistema em que o preço da cana passou a depender do preço dos produtos gerados a partir dela, isto é, dos preços do açúcar e do álcool. Neste sentido, passou a existir um processo de mútua influência entre os preços da matéria-prima e de seus derivados.

Testes de causalidade mostraram que para o período entre janeiro de 1995 a abril de 1998 existia bicausalidade entre os preços da cana e do álcool anidro e do álcool hidratado; já para o preço do açúcar, a direção foi unidirecional, partindo do preço da cana para o do açúcar. Tais resultados eram esperados, porquanto o preço do açúcar já estava liberado na segunda metade da década de 1990, enquanto os do álcool anidro tinham sido liberados fazia pouco tempo e do hidratado estava em vias de liberação.

Para o período de maio de 1998 a dezembro de 2000, os testes de causalidade mostraram relações bicausais entre o preço da cana com o do açúcar, com o do álcool anidro e o do álcool hidratado. Este resultado está relacionado à adoção do sistema de pagamento da cana mencionado anteriormente.

Para construir as matrizes \mathbf{D}_1 e \mathbf{D}_2 e os Multiplicadores de Impacto foram utilizados os coeficientes estimados e apresentados na Tabela 4 referentes às equações de preços. Para a equação de quantidade demandada de gasolina C do varejo, substituiu-se v_t da equação (5), pela equação (14), o que resultou em:

$$V_t = -11,0667 - 0,4934v_{t-1} - 0,1236a_{t-1} + 0,0193z_t + 0,0203V_{t-1} + 0,2255R_t - 0,0435D_t + 1,6426F_t \quad (21)$$

A matriz \mathbf{D}_1 corresponde à matriz dos coeficientes das variáveis endógenas defasadas do sistema, e a matriz \mathbf{D}_2 corresponde à matriz dos coeficientes das variáveis exógenas do sistema, sendo que os elementos desta matriz descrevem o efeito imediato de mudanças nas variáveis exógenas e são chamados de Multiplicadores de Impacto.

As variáveis endógenas do modelo são: quantidade de gasolina C demandada do varejo e os preços dos combustíveis, sendo o restante das variáveis consideradas exógenas. Portanto, o sistema é composto por cinco variáveis endógenas e oito variáveis exógenas. A dimensão da matriz \mathbf{D}_1 é 5 x 5 e da matriz \mathbf{D}_2 é 5 x 8.

As matrizes \mathbf{D}_1 e \mathbf{D}_2 são apresentadas a seguir.

$$\mathbf{D}_1 = \begin{bmatrix} 0,0203 & -0,4934 & -0,1236 & 0 & 0 \\ 0 & 0,7971 & 0,1996 & 0 & 0 \\ 0,2989 & 0 & 0 & -0,1085 & 0,8828 \\ 0,1232 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,7092 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$D_2 = \begin{bmatrix} 0,0193 & 0,2255 & -0,0435 & 1,6426 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0,0311 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,3475 & 0,6319 & -0,2328 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,5087 \end{bmatrix}$$

A primeira linha de cada matriz se refere à quantidade demandada de gasolina C do varejo. As quatro linhas seguintes dizem respeito aos preços da gasolina C no varejo, da gasolina C no atacado, do álcool anidro ao produtor e da gasolina A na refinaria, respectivamente.

Na matriz D_1 , a primeira coluna corresponde ao valor defasado da quantidade demandada de gasolina C do varejo. As quatro colunas seguintes se referem aos preços defasados da gasolina C no varejo, da gasolina C no atacado, do álcool anidro ao produtor, e da gasolina A na refinaria, respectivamente.

Na matriz D_2 , a primeira coluna mostra os impactos imediatos do preço do óleo diesel (tratado como insumo de comercialização); a segunda, da renda; a terceira, da taxa de desemprego; a quarta, da frota; a quinta, do preço defasado do açúcar ao produtor no mercado interno; a sexta, do preço defasado do álcool hidratado ao produtor; a sétima, do preço da tonelada de cana; e a oitava, do preço defasado do petróleo importado.

Assim, por exemplo, supondo um aumento de 10% na renda, o impacto imediato sobre a demanda de gasolina C do varejo seria um acréscimo de 2,255% na procura pelo combustível.

As raízes características da matriz D_1 apresentaram os seguintes valores: 0,5303; 0,5303; 0,0003; -0,2435; 0. Portanto, todos os valores se encontram dentro do círculo unitário, indicando que haverá convergência do modelo.

Por meio de sucessivas multiplicações das matrizes, determinaram-se os Multiplicadores de Impacto, de Ínterim e o efeito total de choques nas variáveis endógenas para 48 períodos.

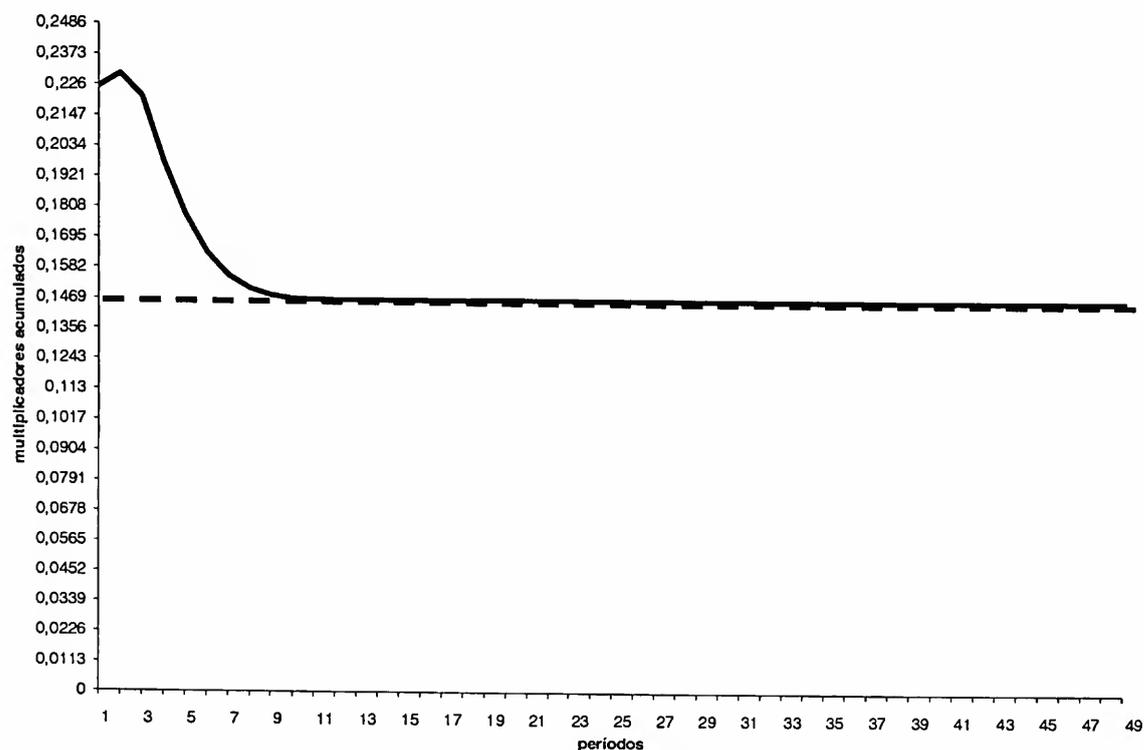
Nas Figuras 2 a 23 estão representados os efeitos acumulados de choques nas variáveis exógenas sobre as variáveis endógenas do Modelo de Ajuste pela Quantidade. A linha tracejada nos gráficos indica o valor encontrado para o longo prazo, ou seja, o efeito final do choque.

Os resultados obtidos para os efeitos de variações no preço do óleo diesel sobre a demanda de gasolina C do varejo e seu preço foram contrários ao que se esperava. Isto é, esperava-se que aumentos no preço do óleo diesel levassem a aumentos no preço da gasolina C no varejo e conseqüente redução na demanda. Porém, considerando o preço da gasolina C no atacado, do álcool anidro e da gasolina A, alterações no preço do óleo diesel levariam a aumentos nesses preços, que teoricamente poderiam ser transmitidos ao preço no varejo, já que o óleo diesel foi considerado um insumo de comercialização nesse nível de mercado.

A contradição observada nos resultados relativos ao óleo diesel pode estar relacionada ao fato de esse combustível, além de fazer parte dos custos de comercialização dos postos de combustíveis, também gerar receita, dado que é vendido no mesmo local. Neste sentido, as relações entre os preços não podem ser claramente definidas.

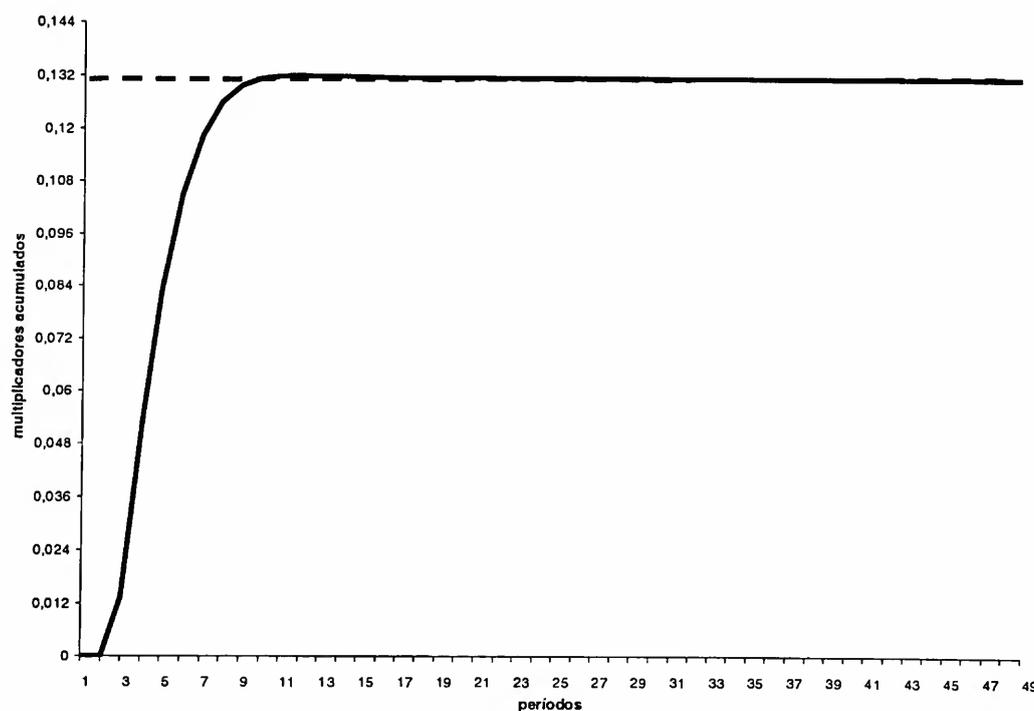
Considerando a renda, os resultados indicaram que no instante imediato a um choque de, por exemplo, 10% na renda, o consumo de gasolina C no varejo aumentaria em 2,255%. No entanto, no longo prazo o impacto seria de 1,469% de aumento no consumo, sendo atingido após aproximadamente 18 períodos (Figura 2).

Figura 2 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na renda sobre a quantidade demandada de gasolina C no varejo



O aumento na procura pela gasolina C no varejo tende a elevar seu preço a partir do 2º período após o choque dado na renda (Figura 3). Os 10% de aumento na renda levariam a um aumento de 0,1345% no preço do varejo. No longo prazo, esse impacto chegaria a 1,3176% após aproximadamente 10 períodos.

Figura 3 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na renda sobre o preço da gasolina C no varejo



O processo de transmissão nos preços dos outros combustíveis devido ao fator renda também pôde ser observado. Tanto o preço da gasolina C no atacado (Figura 4) como do álcool anidro (Figura 5) e da gasolina A na refinaria (Figura 6) apresentaram efeitos positivos após um choque na renda, a partir do 1º período. Para o preço da gasolina C no atacado, no curto prazo a elasticidade foi igual a 0,0674; para o álcool anidro, 0,02778, e para a gasolina A, 0,1599. No longo prazo, esses valores atingiriam 0,1339 (no 11º período), 0,0181 (no 10º período), e 0,1042 (no 16º período), para a gasolina C no atacado, para o álcool anidro e para a gasolina A, respectivamente.

Figura 4 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na renda sobre o preço da gasolina C no atacado

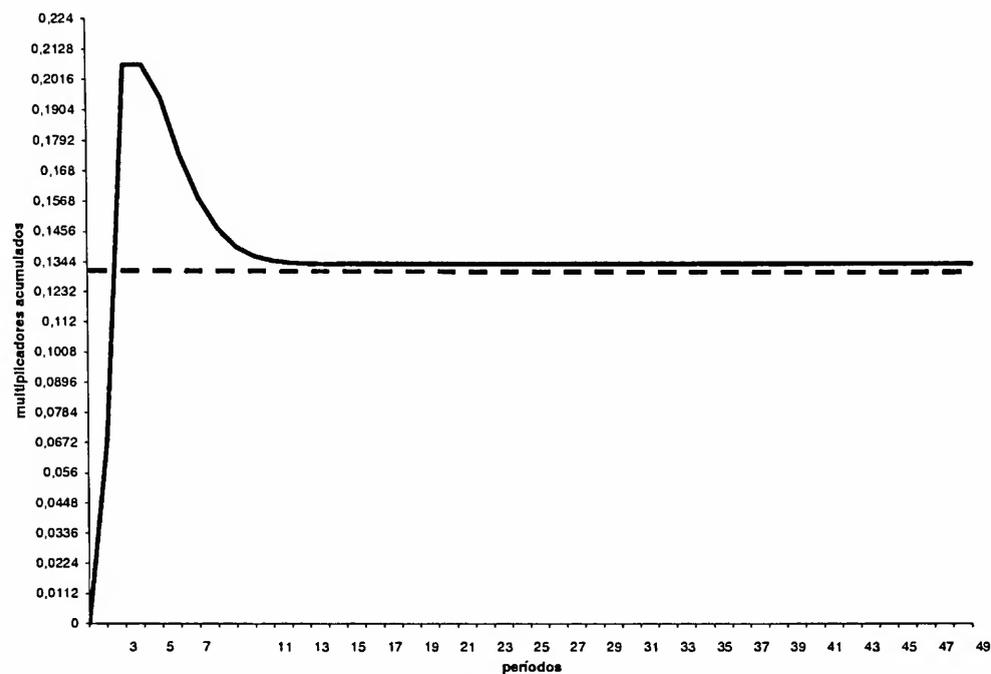


Figura 5 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na renda sobre o preço do álcool anidro

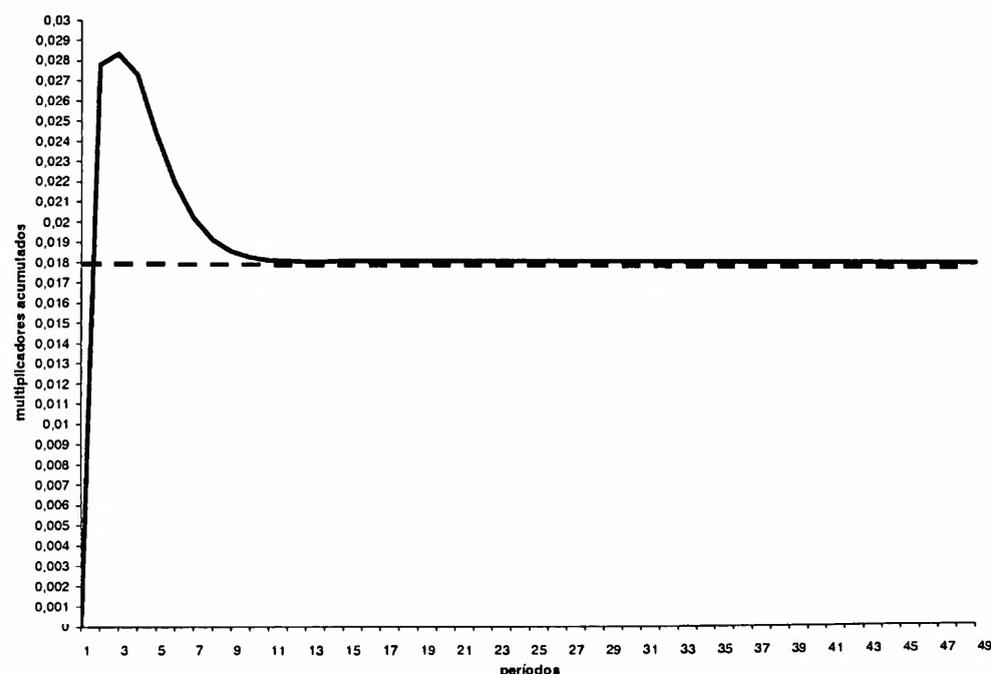
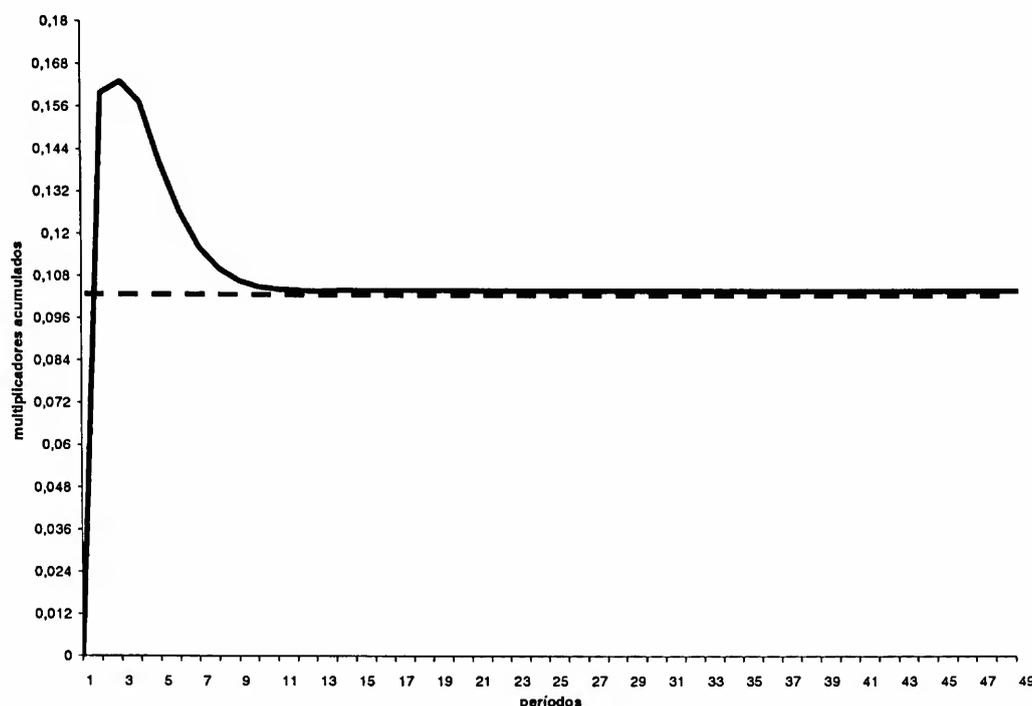


Figura 6 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na renda sobre o preço da gasolina A na refinaria



Do processo de ajuste descrito acima, pode-se concluir que os preços no varejo se ajustam mais lentamente que os preços no atacado da gasolina C e da gasolina A, ou seja, esses preços reagem mais rapidamente que no varejo. Esse comportamento pode ser explicado, por um lado, pela forma pulverizada de como a gasolina C é comercializada no País, o que leva a uma maior concorrência no varejo. Por outro lado, o preço praticado nos postos foi totalmente liberado a partir de 1996 e, portanto, a existência de uma política de controle desses preços levaria a ajustes mais lentos e se mostrava como uma maneira de amenizar o processo inflacionário.

Apesar da volatilidade dos preços no atacado, existe uma lógica no processo de ajustamento. Quando a demanda do varejo aumenta, por exemplo, seria necessário aumentar a compra no atacado, que, por sua vez, necessita adquirir maiores volumes de gasolina A e álcool anidro. Neste processo, todos os preços poderiam ser reajustados, uns mais rapidamente e com maior intensidade, como os do atacado da gasolina C e A, e outro não, como no caso do álcool anidro.

A questão relativa ao tempo de ajuste do preço do álcool anidro e da sua intensidade pode estar relacionado à própria estrutura na qual operava o mercado de álcool no País. O preço era tabelado na maior parte do período analisado neste trabalho. Assim, era de se esperar que não houvesse ajuste de preço com grande intensidade partindo de fatores puramente de mercado, como a renda. Na verdade, o governo possuía uma complexa sistemática de ajuste dos preços dos alcoóis. Poder-se-ia utilizar do mesmo argumento para o caso do preço da gasolina A. No entanto, apesar da gasolina A ter também seu preço tabelado no período em questão, deve-se considerar que, além de o percentual utilizado na gasolina C ser maior que o utilizado de álcool, os ajustes nos preços da gasolina A seriam uma forma do governo minimizar os gastos advindos da importação do petróleo.

Impactos nas variáveis endógenas também foram avaliados considerando variações na taxa de desemprego. Os resultados mostraram que, inicialmente, a elasticidade da demanda de gasolina C do varejo é igual a $-0,0435$, convergindo para $-0,0283$ após cerca de 10 períodos (Figura 7). A redução na demanda do varejo tende a reduzir o seu preço em $-0,0026$ no curto prazo, e $-0,0254$ no longo prazo, sendo esse valor alcançado no 9º período (Figura 8). Portanto, no longo prazo o im-

pacto de um aumento na taxa de desemprego sobre a demanda e o preço da gasolina C no varejo tende a ser um pouco maior.

Figura 7 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na taxa de desemprego sobre a quantidade demandada de gasolina C no varejo

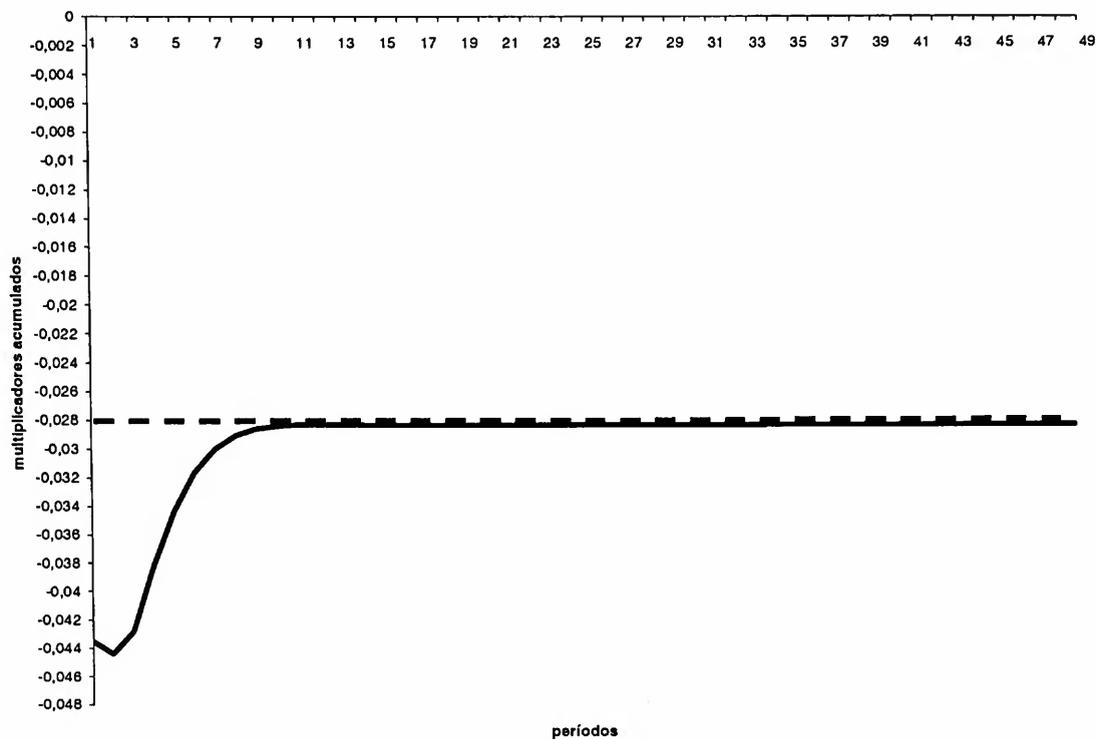
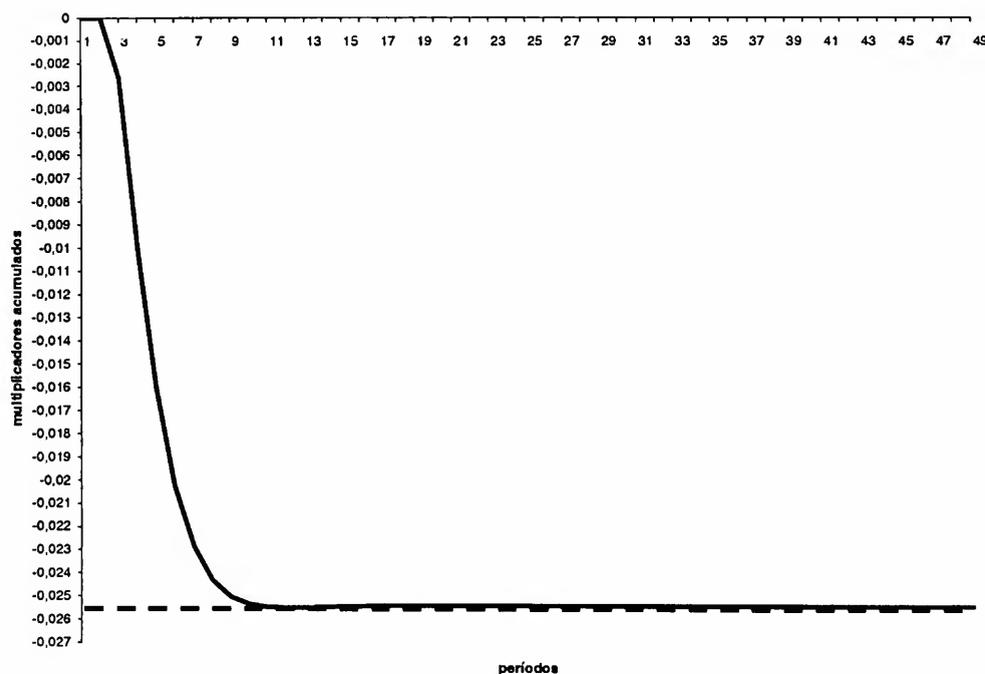


Figura 8 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na taxa de desemprego sobre o preço da gasolina C no atacado



Comportamento semelhante pode ser encontrado para os preços da gasolina C no atacado (Figura 9), álcool anidro (Figura 10) e gasolina A na refinaria (Figura 11), com os impactos imediatos sendo iguais a $-0,013$; $-0,00536$ e $-0,03085$, respectivamente. No longo prazo esses valores pas-

saram a ser $-0,02584$, a partir do 19º período para o preço da gasolina C no atacado; $-0,00349$, a partir do 11º período para o preço do álcool anidro, e $-0,0201$ para o preço da gasolina A a partir do 17º período.

Figura 9 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na taxa de desemprego sobre o preço da gasolina C no atacado

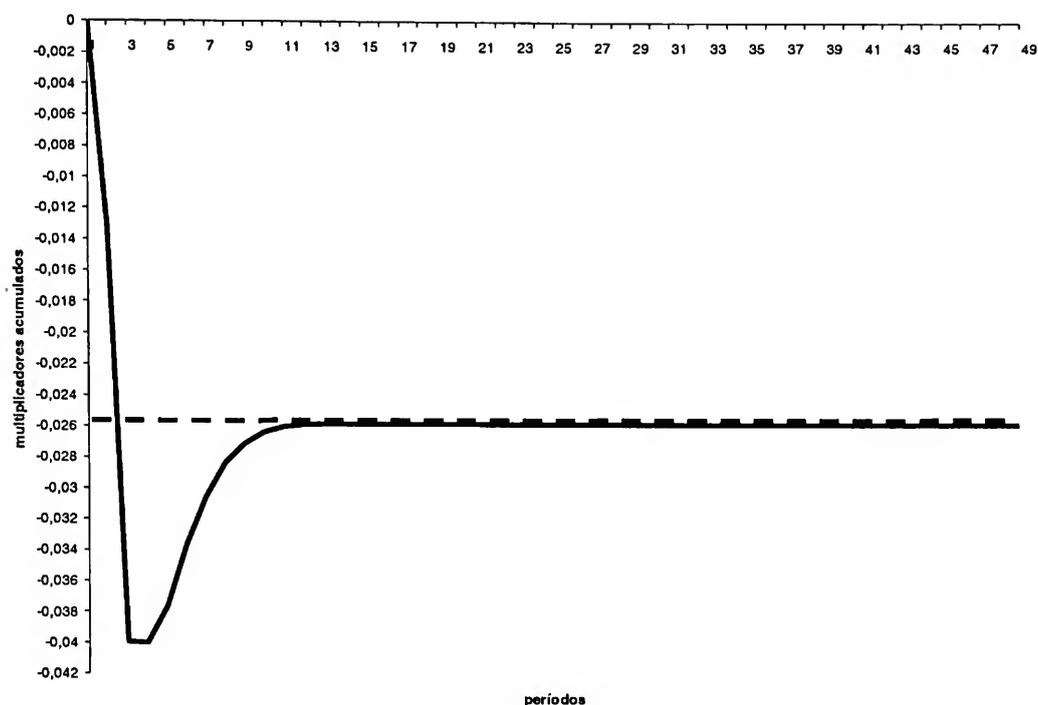


Figura 10 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na taxa de desemprego sobre o preço do álcool anidro ao produtor

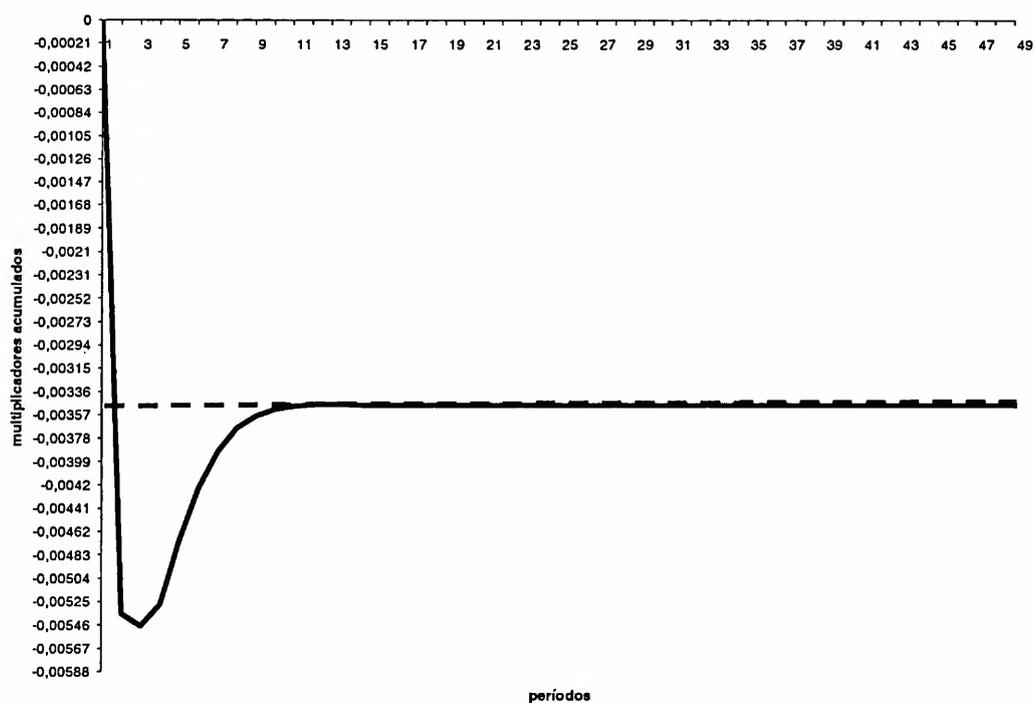
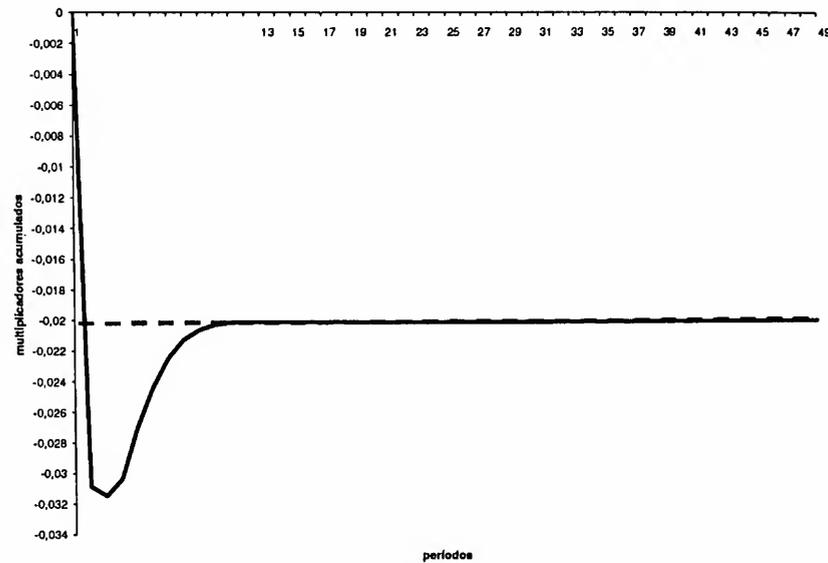


Figura 11 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na taxa de desemprego sobre o preço da gasolina A na refinaria



Novamente, a transmissão de preços ocorreu no mercado de combustível, porém em uma direção oposta àquela observada quando o choque se referia à variável renda. Assim, uma redução da demanda da gasolina C do varejo tende a reduzir seu preço e de todos os outros combustíveis, mantendo a característica volátil dos preços no atacado. Vale ressaltar, contudo, que os efeitos de variações conjunturais (no nível de desemprego) têm um impacto muito reduzido no consumo e nos preços da gasolina e de seus componentes.

Os choques provocados por variações na frota de automóveis sobre a demanda de gasolina C do varejo estão representados na Figura 12. Inicialmente, o valor observado como resposta pela demanda foi de 1,6426; no longo prazo esse valor passou para 1,0702, a partir do 20º período. A redução da elasticidade no longo prazo é esperada pelo fato de um aumento na frota de veículos, ao estimular a demanda por gasolina, tender a aumentar o preço do combustível. No instante imediatamente após o valor do impacto encontrado para o preço da gasolina C no varejo foi de 0,098, passando para 0,95974 a partir do 20º período (Figura 13). Neste caso, tanto a demanda como o preço do combustível absorveram o impacto no mesmo período.

Figura 12 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na frota de veículos sobre a quantidade demandada de gasolina C no varejo

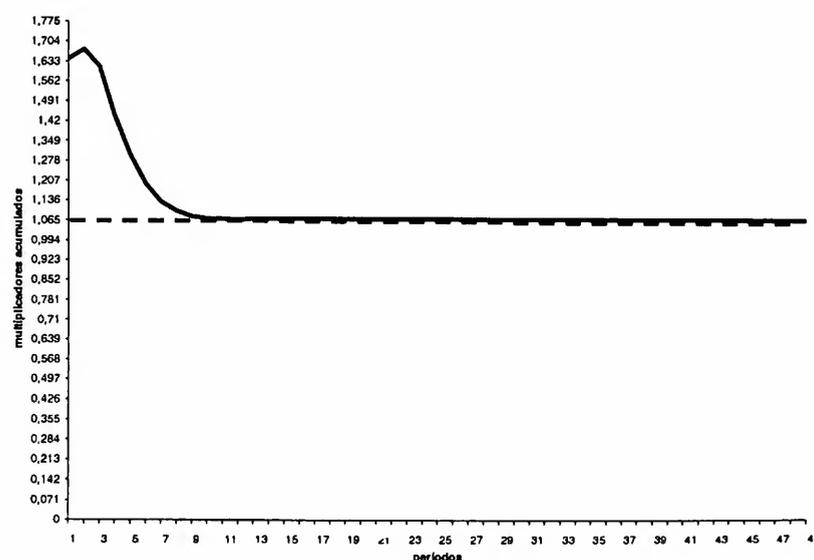
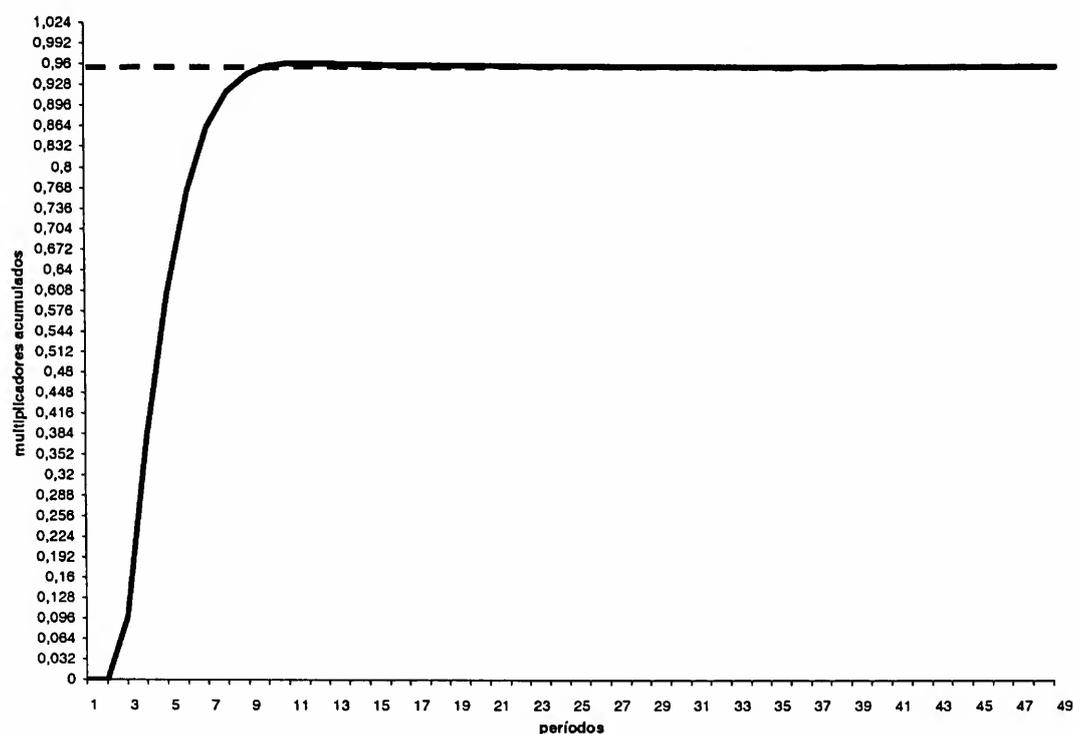


Figura 13 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na frota de veículos sobre o preço da gasolina C no varejo



O efeito nos preços decorrente de um choque na variável frota também foi encontrado no que diz respeito a outros combustíveis. Para a gasolina C no atacado, o valor inicial foi de 0,49097, passando para 0,97561 a partir do 21º período (Figura 14). Para o álcool anidro, o impacto imediato no seu preço foi de 0,2024, convergindo para 0,13185 a partir do 22º período (Figura 15). Para o preço da gasolina A o valor passou de 1,1649 inicialmente para 0,7589 após 27 períodos (Figura 16). A explicação para este processo de ajuste é similar à apresentada quando foram considerados choques na renda.

Figura 14 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na frota de veículos sobre o preço da gasolina C no atacado

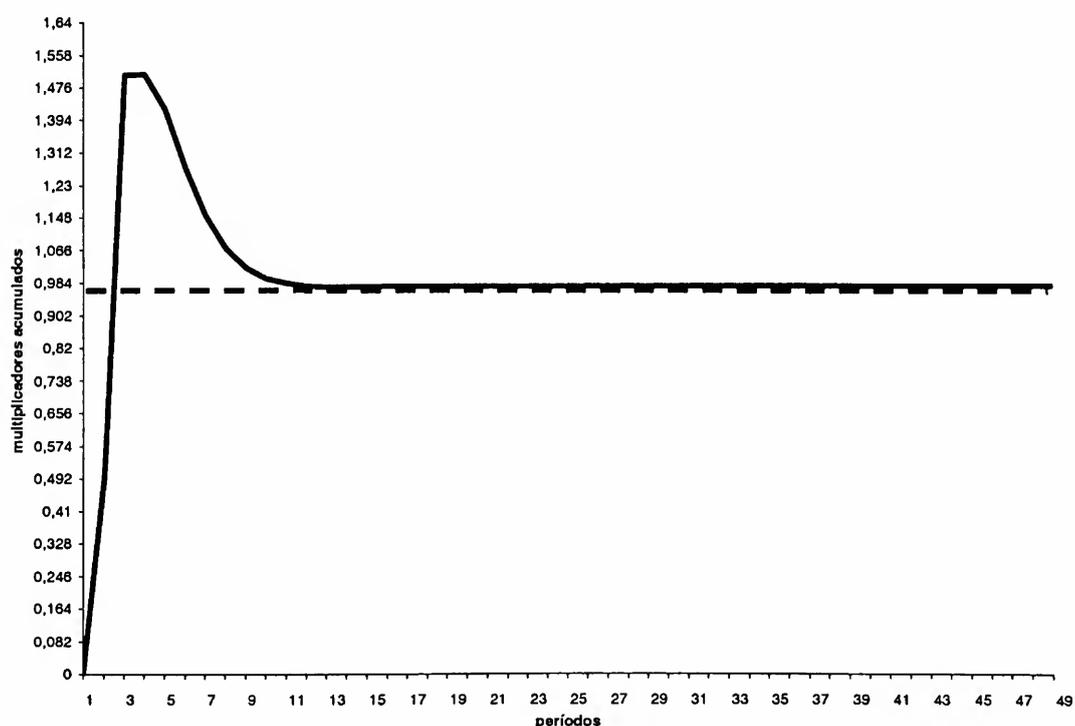


Figura 15 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na frota de veículos sobre o preço do álcool anidro ao produtor

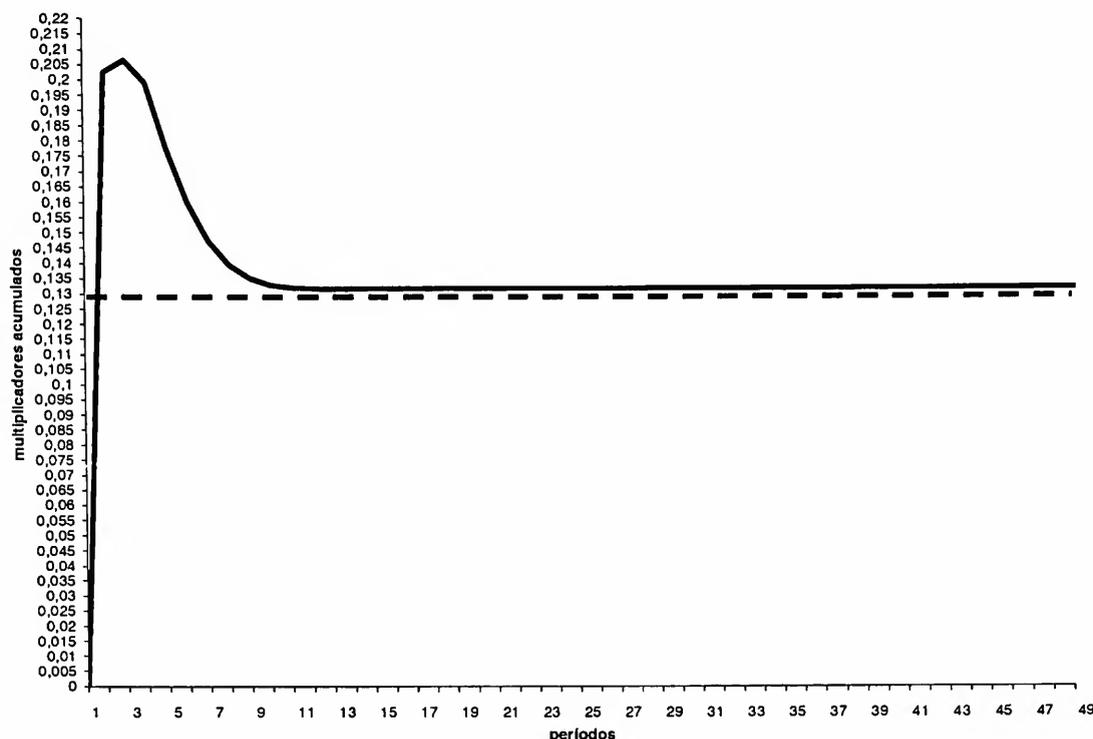
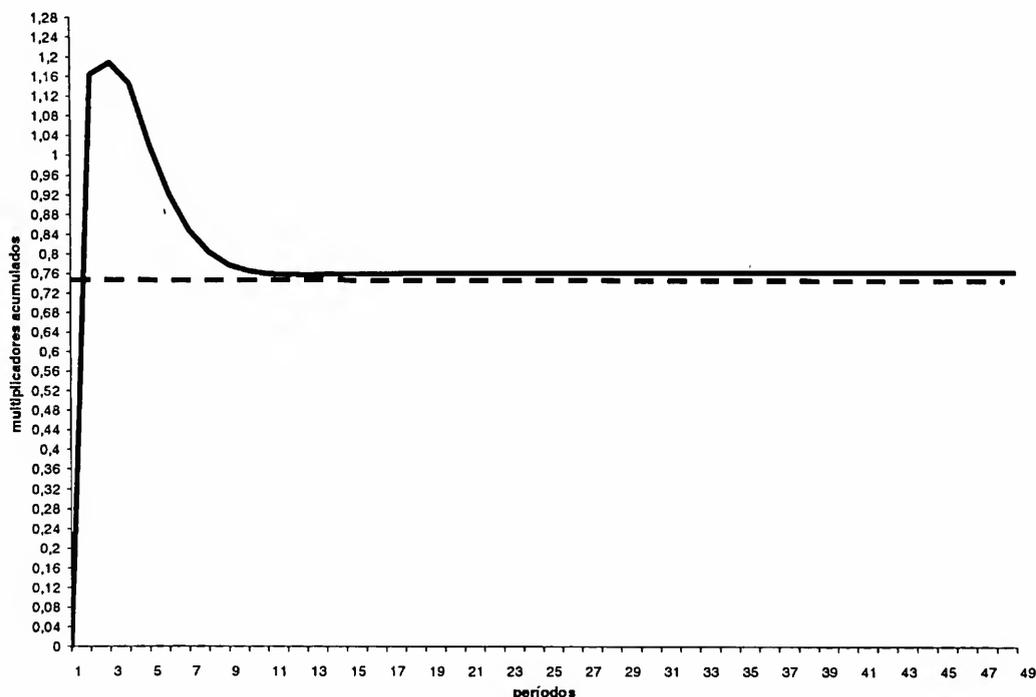


Figura 16 - Evolução dos efeitos acumulados de variações na frota de veículos sobre o preço da gasolina A na refinaria



Choques no preço petróleo importado tendem também a afetar a quantidade e os preços dos combustíveis no mercado nacional. Caso ocorra um aumento no preço do petróleo importado este será repassado ao preço da gasolina A e da gasolina C no atacado, o que tenderia a reduzir a demanda pelos combustíveis em todos os níveis do mercado.

A elasticidade da demanda de gasolina C do varejo diante de choques no preço do petróleo importado foi igual a $-0,0556$, inicialmente (a partir do 2º período), passando para $-0,17818$ a par-

tir do 18º período (Figura 17). Aumentos no preço da gasolina A são observados instantaneamente, sendo igual a 0,5087, e passando para 0,38234 a partir do 25º período (Figura 18). Para o preço da gasolina C no atacado, o valor encontrado foi de 0,44908 no primeiro período, passando para 0,28665 a partir do 20º período (Figura 19). O valor encontrado para o preço da gasolina C no varejo foi igual a 0,08964, no 2º período, convergindo para 0,28199 a partir do 19º período (Figura 20).

Figura 17 - Evolução dos efeitos acumulados de variações no preço do petróleo importado sobre a quantidade demandada de gasolina C do varejo

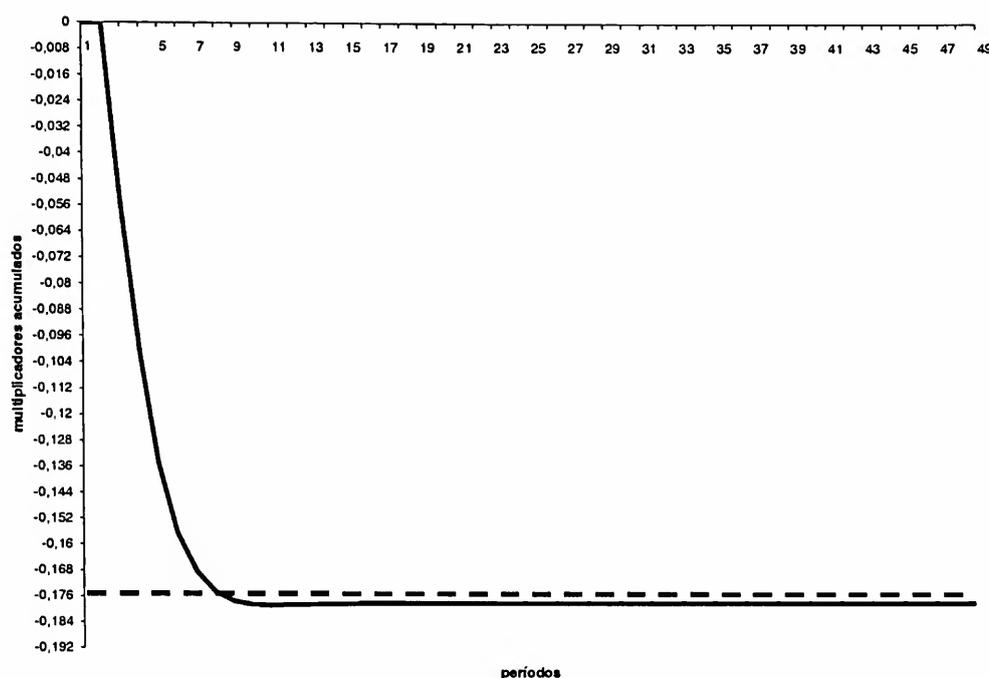


Figura 18 - Evolução dos efeitos acumulados de variações no preço do petróleo importado sobre o preço da gasolina A na refinaria

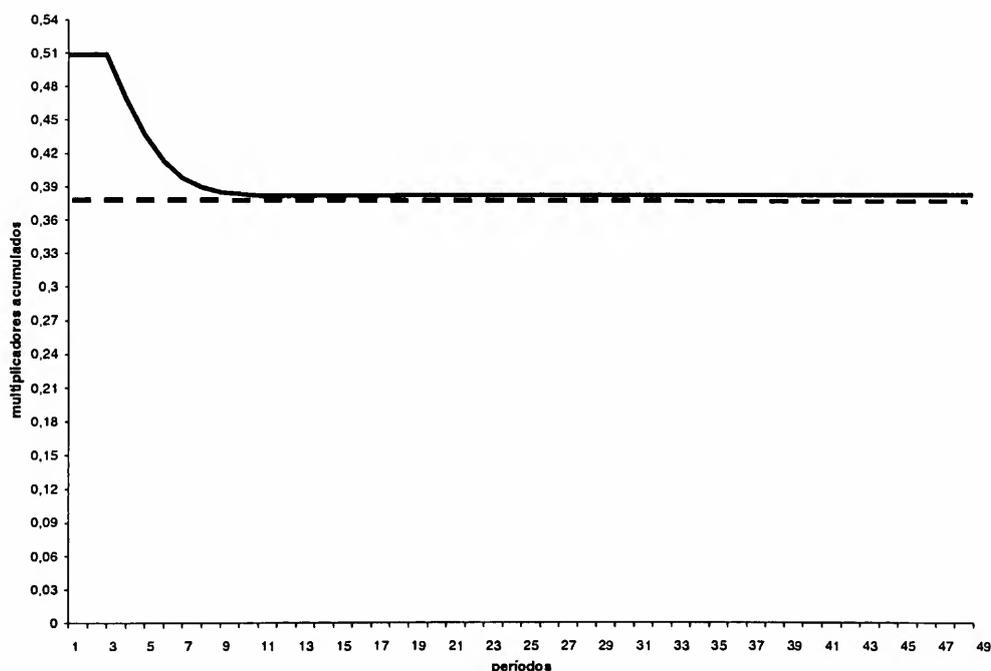


Figura 19 - Evolução dos efeitos acumulados de variações no preço do petróleo importado sobre o preço da gasolina C no atacado

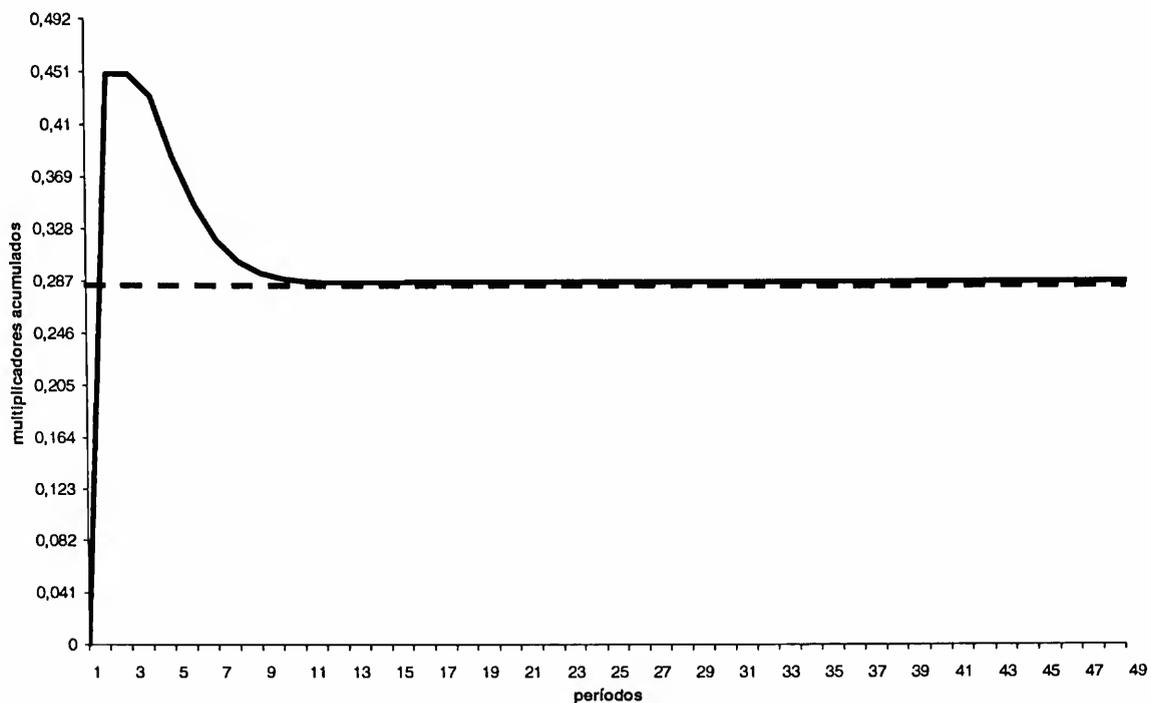
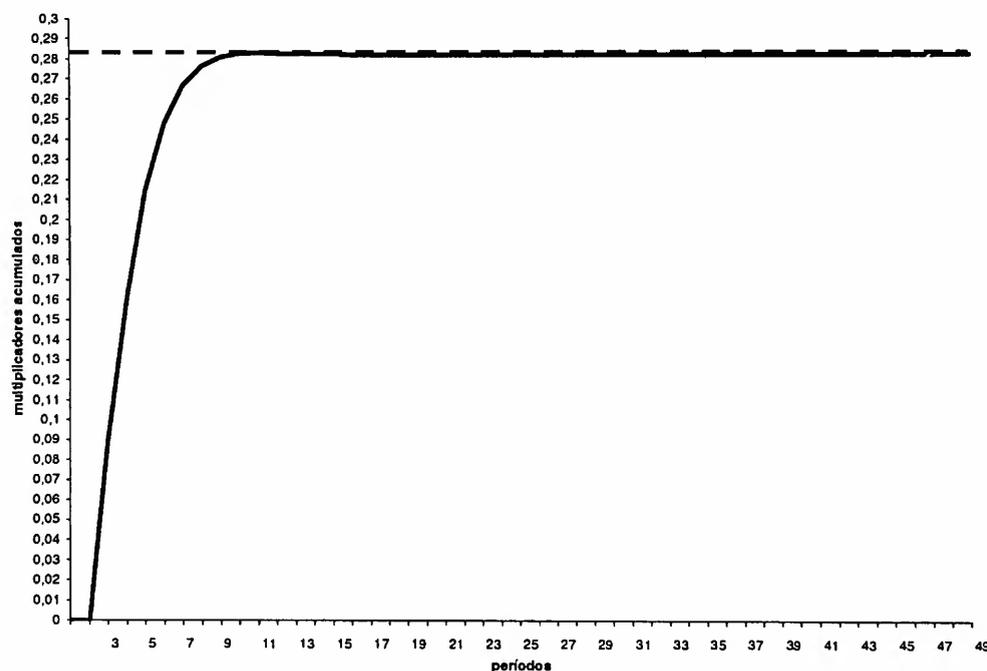


Figura 20 - Evolução dos efeitos acumulados de variações no preço do petróleo importado sobre o preço da gasolina C no varejo

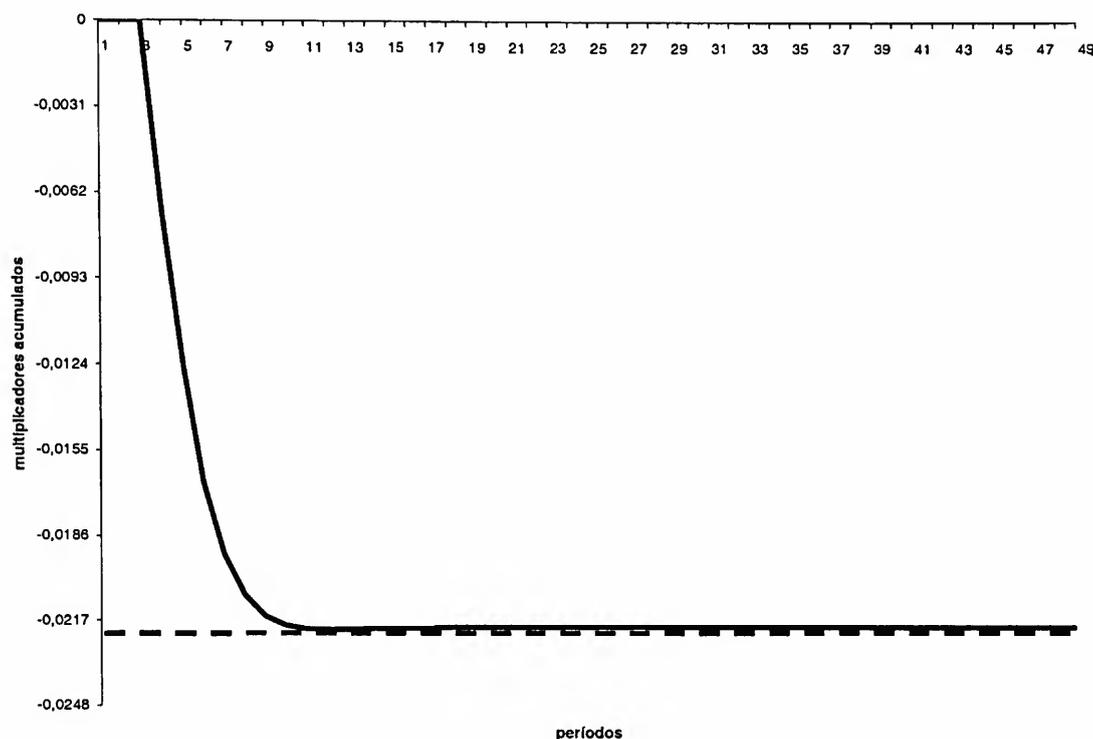


Portanto, aumentos no preço da gasolina A na refinaria tendem a ser repassados no atacado da gasolina C, que, por sua vez, se transmite para o varejo, reduzindo a demanda neste nível de mercado. Um fato que chama a atenção é o de que o choque no preço de refinaria permanece por um período de tempo maior do que o observado no varejo. Tanto o governo tendia a absorver os choques, e não os repassava imediatamente para o varejo da gasolina C, como o varejo não repassava imediatamente, na mesma proporção, para o consumidor final.

Por fim, o preço do álcool anidro sofreu impactos negativos de aumentos no preço do petróleo; o valor encontrado passou de $-0,00684$ (a partir do 3º período) para $-0,02195$ após 17 períodos

(Figura 21). Este resultado pode ser explicado ao se levar em conta que ao passo que ocorreu uma redução da demanda da gasolina C do varejo, reduziu-se a procura no atacado, que, por sua vez, deixou de adquirir álcool para compor a mistura da gasolina, reduzindo o preço do álcool ao produtor (somente a partir do 3º período). Apesar da gasolina A também fazer parte dessa mistura, o aumento no seu preço está diretamente relacionado à política de ajuste de preços adotada pelo governo. Como dito anteriormente, deve-se ressaltar que os efeitos sobre o preço do álcool anidro são muito pequenos.

Figura 21 - Evolução dos efeitos acumulados de variações no preço do petróleo importado sobre o preço do álcool anidro ao produtor



É importante também destacar que todas as análises que envolvem o comportamento de preços da gasolina A na refinaria deve ser vista com alguma cautela. Além de o governo ter mantido o preço sob controle, também continua sendo o maior ofertante desse combustível no País.

Variações no preço do açúcar no mercado interno, do álcool hidratado ao produtor e da cana-de-açúcar foram analisadas considerando seus impactos somente sobre o preço do álcool anidro ao produtor, em razão da específica relação entre esses produtos.

Conforme se observa na Figura 22, o impacto inicial de uma variação no preço do açúcar sobre o do álcool anidro foi de 0,3475, passando para 0,3493 a partir do 17º período. Para variações no preço do álcool hidratado o resultado foi de 0,6319, convergindo para 0,6353 após 18 períodos (Figura 23). Assim, aumentos nos preços do açúcar e do álcool hidratado tenderiam a alterar o *mix* de produção em favor desses produtos em detrimento da produção de álcool anidro, o que faria com que seu preço aumentasse.

O resultado encontrado para a relação entre variações no preço da cana-de-açúcar e do álcool anidro foi contrário ao esperado. Ou seja, esperava-se que aumentos na matéria-prima fossem repassados ao preço do produto final, o que não foi observado.

A mesma cautela mantida ao analisar o comportamento dos preços dos combustíveis deve ser feita no que se refere aos preços dos produtos do setor sucroalcooleiro, pois na maior parte do período considerado neste estudo tanto o preço do anidro como do hidratado e da cana eram tabelados

pelo governo. Logo, a percepção do produtor ante sinais de mercado não era claramente estabelecida, dada a intervenção do governo na formação dos preços.

Figura 22 - Evolução dos efeitos acumulados de variações no preço do açúcar ao produtor no mercado interno sobre o preço do álcool anidro ao produtor

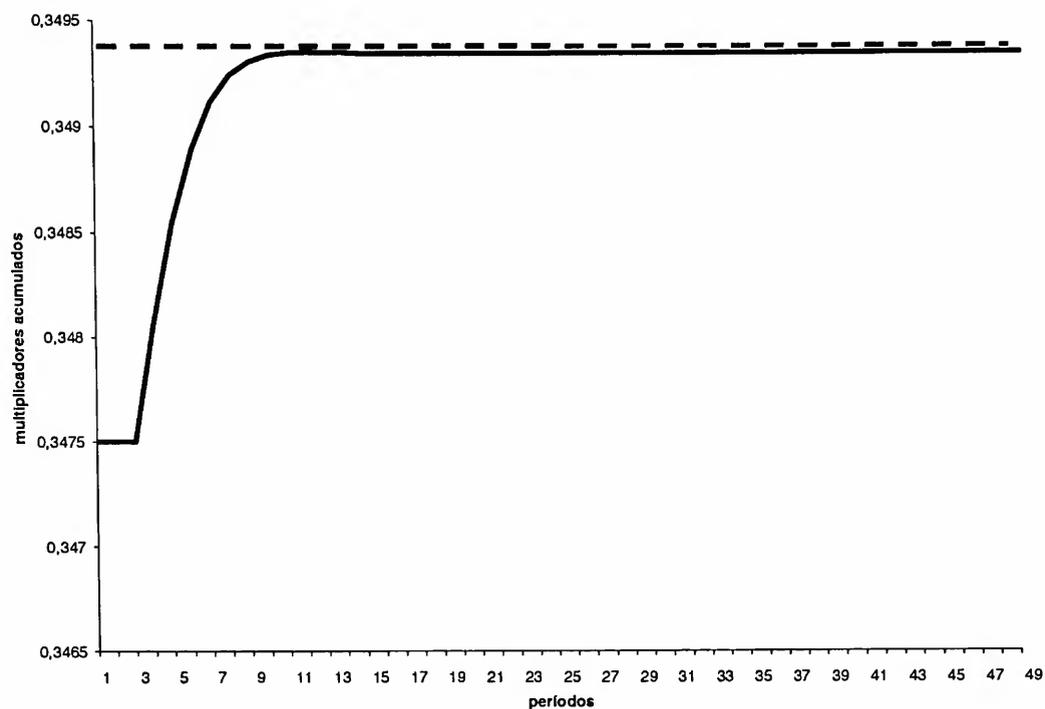
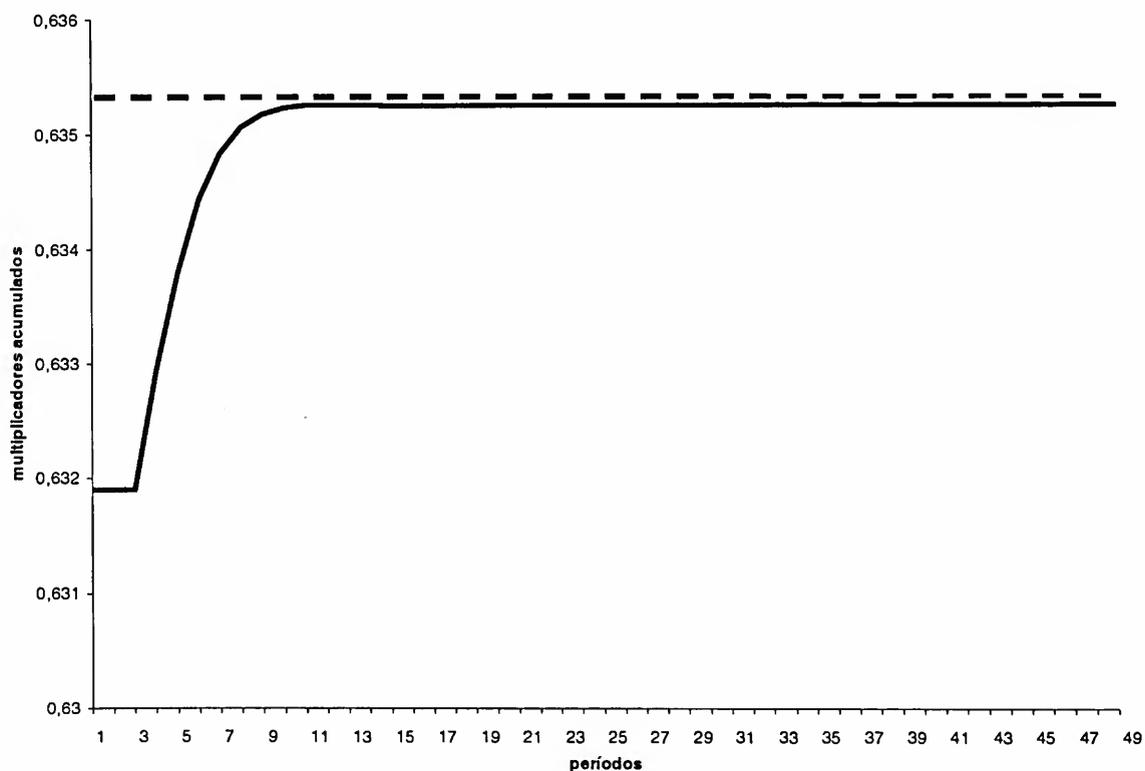


Figura 23 - Evolução dos efeitos acumulados de variações no preço do álcool hidratado ao produtor sobre o preço do álcool anidro ao produtor



5 CONCLUSÕES

Procurou-se retratar neste trabalho a dinâmica de ajustamento em um mercado no qual as quantidades ofertadas eram predeterminadas e os preços se ajustavam a partir de condições previamente estabelecidas, dado que o governo interferia na comercialização dos produtos, tanto do setor de combustíveis como do setor sucroalcooleiro. Com as estimativas das equações desse modelo foram calculados os Multiplicadores de Impacto de Theil, possibilitando, assim, avaliar quais os efeitos sobre as variáveis endógenas de variações nas variáveis exógenas do modelo.

Ao se considerar variações na renda, os resultados indicaram que no momento imediatamente após um choque de, por exemplo, 10% na renda, o consumo de gasolina C no varejo aumentaria em 2,255% e para 1,469% no longo prazo. Esse aumento na procura pela gasolina C no varejo tende a elevar seu preço e os dos outros combustíveis.

Do processo de ajuste dos preços diante de variações na renda, pode-se igualmente concluir que os preços no varejo se ajustam mais lentamente que os preços no atacado da gasolina C e da gasolina A. Este comportamento pode ser explicado pela forma pulverizada de como a gasolina C é comercializada no País e pelo procedimento de controle do preço da gasolina no varejo adotado pelo governo até meados de 1996.

A lógica identificada no processo de ajustamento dos preços foi a seguinte: quando a demanda do varejo aumenta, por exemplo, torna-se necessário aumentar a compra no atacado que, por sua vez, necessitaria adquirir maiores volumes de gasolina A e álcool anidro. Neste processo, todos os preços poderiam ser reajustados, uns mais rapidamente e com maior intensidade, como no atacado da gasolina C e da A, e em outros casos não, como no caso do álcool anidro. A questão relativa ao tempo de ajuste do preço do álcool anidro e da sua intensidade pode estar relacionado à própria estrutura na qual operava o mercado de álcool no País. Na verdade, o governo possuía uma complexa sistemática de ajuste dos preços dos alcoóis. Poder-se-ia utilizar do mesmo argumento para o caso do preço da gasolina A. No entanto, apesar da gasolina A também ter seu preço tabelado no período em questão, deve-se considerar que além do porcentual utilizado na gasolina C ser maior que o utilizado para o álcool, os ajustes nos preços da gasolina A seriam uma forma do governo minimizar os gastos advindos da importação do petróleo.

Considerando os impactos provocados por variações na taxa de desemprego, novamente a transmissão de preços ocorreu no mercado de combustível, porém em uma direção oposta àquela observada quando o choque dizia respeito à variável renda. Assim, uma redução da demanda da gasolina C do varejo tende a reduzir seu preço e de todos os outros combustíveis, mantendo a característica volátil dos preços no atacado. Os efeitos de variações conjunturais (no nível de desemprego) apresentaram um impacto muito reduzido no consumo e nos preços da gasolina e seus componentes.

Verificou-se que os choques provocados por variações de 10% na frota de automóveis sobre a demanda de gasolina C do varejo apresentaram valores iguais a 16,426% e 10,702%, no curto e no longo prazos, respectivamente. A redução da elasticidade no longo prazo é esperada porque um aumento na frota de veículos, ao estimular a demanda por gasolina, tende a aumentar o preço do combustível tanto no varejo como no atacado da gasolina C. A explicação para este processo de ajuste é similar à apresentada quando foram considerados choques na renda.

Choques no preço petróleo importado tendem também a afetar a quantidade e os preços dos combustíveis no mercado nacional. Caso ocorra um aumento no preço do petróleo importado de, por exemplo, 10%, o impacto no preço da gasolina A e da gasolina C no atacado seria de aproximadamente 5,1% e 4,5%, respectivamente, o que tenderia a reduzir a demanda pelos combustíveis em

todos os níveis do mercado. Um fato que chama a atenção é que o choque no preço de refinaria permanece por um período maior de tempo que o observado no varejo, ou seja, tanto o governo tendia a absorver os choques e não os repassava imediatamente para o varejo da gasolina C, como o varejo não repassava imediatamente, na mesma proporção, o preço para o consumidor final.

O preço do álcool anidro tendia a sofrer impactos negativos de aumentos no preço do petróleo. Este resultado pode ser explicado se se considerar que tais aumentos elevavam os preços da gasolina C, reduzindo sua demanda e também a demanda derivada por álcool. Vale lembrar, porém, que os efeitos sobre o preço do álcool anidro se mostraram sempre muito pequenos, indicando que o preço do produto não estaria sendo influenciado por fatores puramente de mercado, mas, sim, pela sistemática adotada pelo governo para os ajustes de preços.

Considerando o período específico analisado, os resultados da pesquisa mostram setores ainda operando sob a égide do Estado, que controlava suas operações sem necessariamente atender aos ditames da lógica econômica. É claro que à medida que os ajustes dos setores passarem a ser guiados pelos preços de mercado – com o avanço da liberação dos setores –, as alterações da demanda e das condições de oferta passarão a se refletir nos preços dos vários elos do setor sucroalcooleiro e do setor de combustíveis.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguiar, D. R. *Custo, risco e margem de comercialização de arroz e de feijão no Estado de São Paulo: análise dinâmica e teste de modelos alternativos*. 1994. 185p. Tese (Doutorado) - Escola Superior Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Barros, G. S. A. C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 44, n. 1, p. 5-20, jan./mar. 1990.
- Caldas, M. J. L. *Demanda de derivados de petróleo*. 1988. 137p. Tese (Doutorado) - Escola de Pós Graduação em Economia – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
- Costa, C. C. da. *Formação de preços de açúcar e álcool combustível anidro e hidratado no Estado de São Paulo*. 2001. 74p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz - Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Dahl, C. A.; Sterner, T. Analysing gasoline demand elasticities: a survey. *Energy Economics*, v. 13, n. 3, p. 203-310, Jul. 1991.
- Gardner, B. L. The farm-to-retail price spread in a competitive industry. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 57, n. 3, p. 399-409, Aug. 1975.
- Heien, D. M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 61, n. 1, p. 10-18, Feb. 1980.
- Kmenta, J. *Elementos de econometria*. São Paulo: Atlas, 1978. 670p.
- Parré, J. L. *Influência dos custos de comercialização e dos subprodutos sobre a margem de comercialização da carne bovina*. 1995. 86p. Dissertação (M.S) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz - Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Ramos, L. R. A. Níveis de demanda e necessidade de importação de petróleo e derivados: uma análise prospectiva. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 14, n. 3, p. 689-722, dez. 1984.
- Sordi, J. C. *Os efeitos dos custos de transporte na liberação dos preços: o caso do álcool hidratado no Brasil*. 1997. 159p. Dissertação (M.S) - Universidade Estadual de Maringá, Maringá (PR).
- Theil, H. *Principles of econometrics*. New York: John Wiley & Sons, 1971. 736p.

INTERACTIVE PROFIT MAXIMIZATION MODELING FOR POULTRY PRODUCTION: A DECISION MODEL APPLICATION TO SOYBEAN AND COTTONSEED MEAL

Ecio de Farias Costa[§]
J. E. Houston[¶]

RESUMO

A rentabilidade da substituição de farelo de soja (SBM) por farelo de semente de algodão (CSM) é avaliada usando um modelo que otimiza a produção e o processamento de frangos de corte sob condições de mercado variáveis. O modelo incorpora então a formulação de rações, produção e processamento de frangos para determinar que ingredientes produzem o frango mais pesado para ser processado ao custo mais baixo, e que dele se derivam as partes processadas mais rentáveis. A solução ótima é determinada para cenários onde existem duas opções de processamento: carcaça inteira *vs.* partes processadas. Para o estudo de caso analisado, frangos alimentados com CSM resultam em maiores lucros para o processamento em carcaça inteira, enquanto que frangos alimentados com SBM geram maiores lucros para o processamento em partes. Uma análise de mapeamento de preços indica que, para flutuações de preços de CSM e SBM, usando CSM no processamento em partes, também pode ser rentável.

Palavras-chave: maximização de lucros, farelo de semente de algodão, farelo de soja, mapeamento de preços, níveis de proteína.

ABSTRACT

Profitability of substituting cottonseed meal (CSM) for soybean meal (SBM) in broiler feed is evaluated using a model that optimizes broiler production and processing under changing market conditions. The profit maximization model therefore incorporates feed formulation, broiler production, and broiler processing to determine what feedstuffs yield the heaviest birds to be processed at the lowest cost and for the most profitable processed parts. The optimal solution is determined for scenarios where there are two processing options: whole carcass *vs.* cut-up parts. For the case-study prices analyzed, CSM-fed broilers may earn higher profits for whole carcass processing, while SBM-fed broilers earn higher returns for cut-up parts processing. Price mapping analysis indicates that for given fluctuations of CSM and SBM prices, using CSM in cut-up parts processing can also be profitable.

Key words: profit maximization, cottonseed meal, soybean meal, price mapping, protein levels.

JEL classification: C61, Q12, D24.

§ Professor da Pós-graduação em Economia (PIMES) da Universidade Federal de Pernambuco e Bolsista CNPq. Praça Professor Fleming, 50 / Apto. 1201, Recife, PE 52.050-180. e-mail: ecio@yahoo.com.

¶ Professor Titular do Department of Agricultural and Applied Economics, University of Georgia. 301 Conner Hall, Athens, GA 30602. e-mail: jhouston@agecon.uga.edu.

1 INTRODUCTION

Currently, use of soybean meal (SBM) combined with corn for poultry feeding has been common in the Brazilian and U.S. industries, the two major competitors in the world poultry markets. SBM prices have shown to be low enough to be used efficiently by Brazilian poultry producers in the South region. On the other hand, soybean annual production has increased considerably in Brazil. However, this has not been always the case and may change in the future. With that in mind, other high protein substitutes are available and have been studied in the past. More recently, the expansion of cotton production in the Southern part of the Northeast Region of Brazil has brought to attention the possible availability of cottonseed meal (CSM) as an alternative for protein in poultry rations.

The Northeast region of Brazil has not benefited from the soybean production frontier expansion experienced in the last years. On contrary, this has resulted in a less competitive industry, because soybeans are not produced in most of the Northeast and transportation costs are significantly high. Cottonseed production has increased significantly in the past years (as shown by Sampaio, Vital and Costa, 2003), and can represent an alternative for producers from that region.

Due to its high protein level concentration, CSM may be used as a protein source for poultry production. In this study, we analyze the use of CSM in poultry production and compare it to the use of SBM from the perspective of a poultry integrator that faces different prices of inputs (*e.g.*, SBM and CSM) and different prices of outputs (whole carcass or cut-up parts of broilers). The emphasis of this study is not only on the technical efficiency obtained by feeding either SBM or CSM, which is important but not the essence of making profits in poultry production. We also stress the economic efficiency obtained from the processing and selling of broilers fed either of the two protein sources into seasonally adjusted markets.

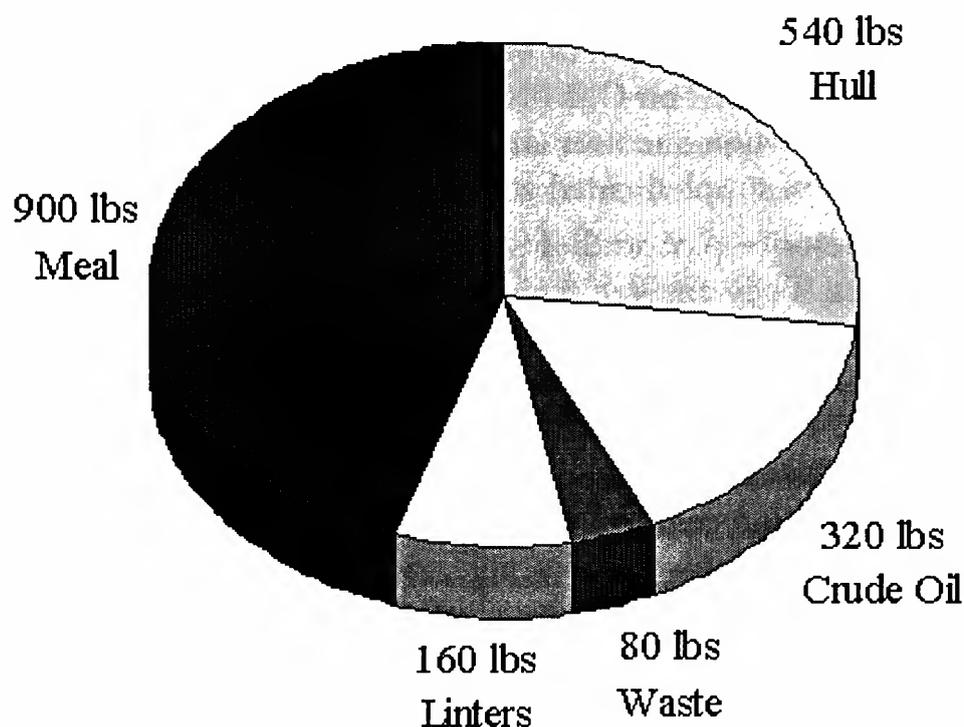
CSM is the second most valuable product (after cottonseed oil) derived from the cottonseed crush. Cottonseed yields 900 pounds (45%) of CSM for each ton that is crushed (National Cottonseed Products Association, NCPA, 1999), as shown in Figure 1. CSM is a high protein level feed ingredient whose first limiting amino acid is lysine. (Grau, 1946, and Anderson and Warnick, 1966). It is commonly known that CSM may be used as an alternative for SBM. In the U.S., for example, the use of CSM is concentrated in feed for livestock and is usually sold between 40% and 42% protein level. (NCPA, 1999). The main obstacle in managing CSM for poultry and livestock rations is the presence of gossypol, due to current processing techniques that cause lysine deficiency. (Fisher and Quisenberry, 1974). In Canada, however, CSM is used as a protein source for broiler chickens in addition to SBM and other protein sources. Canadian analysis of CSM in poultry diets shows that, when supplemented with lysine, CSM reaches productivity levels comparable to SBM. (Campbell, 1988).

When searching for alternative protein sources for poultry or livestock feed, in addition to the feeding response, quality and safety aspects, integrators are also concerned about the availability of the alternative protein source(s), storage and marketing of these alternatives. Among all protein sources, excluding SBM, CSM is the most traded and it is priced in at least seven different major markets in the United States. (Feedstuffs, 2000). The use of CSM for poultry production could become a reality, precipitating welfare losses to areas which currently benefit directly from the production of SBM. Among such areas in the United States, the North-Central region could be impacted the most by reduction in the utilization of SBM in poultry production. In Brazil, the use of CSM may become important in regions that do not have a significant SBM production and that could find CSM as an economical alternative. Regions, such as the Northeast which now import

SBM from the Midwest and South regions of Brazil, may become more competitive, by producing CSM and feeding to their broilers.

Profitable use of CSM requires that its price must be lower than the price of SBM. Not only that, CSM-fed broilers must be as productive as SBM-fed broilers. Or, if not as productive, the price for CSM must be such that it compensates for the lower physical productivity of the CSM-fed broilers. The price difference of protein sources is important, because protein sources in the diets account for approximately 30% of the total diet for high protein level feeds. Historical data on prices show that SBM price has always been higher than the price of CSM for several markets in the United States. (Feedstuffs, 2000).

Figure 1 – Cottonseed products yield per ton of seed crushed



Source: National Cottonseed Products Association.

The profit-maximizing analysis for CSM- and SBM-fed broilers presented in this study is composed of two objectives. First, a profit-maximizing model is developed and used to estimate optimization scenarios of the competing protein sources, where response functions are estimated and price sensitivity analyses conducted. The price sensitivity analysis is then followed by a price mapping analysis on SBM and CSM driven profits that is conducted to determine price combinations of the sources that help the integrator in the decision process of what source can be used most profitably. All these scenarios are estimated for the U.S. industry and presented here with the overall objective of introducing such type of analyses in Brazilian scenarios, where the industry does not vary much from the U.S.

2 RELATED LITERATURE

This section presents technical studies that have compared the use of CSM to SBM in poultry feed rations. Summaries of previous studies that use profit maximization within a mathematical programming context in poultry production and/or feed formulation are also presented.

2.1 Studies on CSM as a protein source for poultry

Extensive production analyses have been applied to finding technically efficient protein substitutes for SBM in poultry production. Peanut and other vegetable oil meals have been cited as protein substitutes for SBM in previous studies, but, according to authors of these studies, these protein sources do not completely replace SBM (*e.g.*, see Heuser, Norris and McGinnis 1946, Carew, Olomu and Offiong 1988, and El Boushy and Raterink 1989). That is, they do not demonstrate greater weight gains, less feed consumed, or better feed conversion than SBM feeds when fed to broilers alone. The interest expressed on CSM is greater than others, because CSM availability decreases shortage risks assumed when one uses an alternative protein source and CSM ensures a higher protein quality level, when supplemented with lysine, than the other sources.

Watkins *et al.* (1993) describe past studies that used CSM in poultry and discuss more recent use of CSM in poultry diets. They analyze the effect of levels of CSM utilization and lysine supplementation on poultry diets and estimate production functions for the effects of CSM levels on feed intake and on feed utilization. They conclude that there does not appear to be any significant relationship between dietary lysine supplementation and response to CSM. Their subsequent study (Watkins *et al.*, 1994) analyzes the influence of assigned metabolizable energy values and supplementation with essential amino acids on the performance of CSM-fed chickens. They compare treatments where SBM is used solely and treatments where levels of CSM are added to the diets. Their analyses reveal that there is no significant difference in body weight for any of the treatments, but that feed consumption is higher for diets with CSM added. However, the use of two protein sources in the same diet makes it difficult to distinguish the effects of each source in the body weight and feed consumption responses of the chickens.

Watkins and Waldroup (1995) study the use of higher concentrated protein in CSM feed formulation (44.96%), which can be obtained from newer extrusion processes in poultry diets. Comparing SBM-fed broilers with diets that contain SBM and levels ranging from 10% to 30% CSM and added necessary amino acid supplements, their results show that CSM is more suitable for finisher diets (21-42 days) than for starter diets. Also, 30% CSM levels in the diet result in birds that weigh less and eat less than in the other treatments.

These studies show promising results for the use of CSM as a complement for SBM in poultry diets, if not as a substitute. This may follow from the belief that higher levels of CSM may not be as efficient as levels used in past studies. Our study uses data obtained by experiments conducted at the University of Georgia¹ that use full substitution of protein sources; *i.e.*, experiments are conducted with diets that contain either SBM or CSM for the collection of information on live body weight, feed consumption and weight of processed parts. This data set, which contains productivity information on each source (SBM *vs.* CSM), is used to estimate the production functions that will be used in the profit maximization model of this study.

¹ Feed composition and feeding level experiment was conducted by the Poultry Science Department, University of Georgia. The experiment consisted of using four different levels of protein (17%, 20%, 23%, and 26%) and two different sources of protein (SBM *vs.* CSM) to feed broiler chickens until 42 days and collecting body weight, feed consumed and weight of whole carcass and cut-up parts. For more detailed information, contact the authors.

2.2 Profit maximization and cost minimizations models

With the wide-spread adoption of mathematical programming in the 1950's, interest in feed formulation was renewed. For decades, the major objective to be attained in optimal broiler production was to minimize the cost of feed, and little consideration was allocated to other determinants of maximizing profit. Least-cost rations minimize the cost of diets, given a certain set of ingredients and their nutritional content. An important assumption of least cost formulated diets is that every unit of a least cost formulated ration has the same productivity regardless of ingredient sources. (Allison and Baird, 1974).

The adoption of simple cost minimization does not account for differentials in productivity among input sources; *e.g.*, broiler performances in experimental trials of those fed peanut meal protein vs. those fed SBM protein have been shown to differ significantly. (Costa *et al.*, 2001). Adoption of profit maximization techniques later in the 1990's has taken into consideration the multi-factor productivity aspect of economically efficient broiler production. Few models have been developed thus far, and they differ in their approaches to the problem.

Gonzalez-Alcorta *et al.* (1994) develop a profit maximization model that uses nonlinear and separable programming to determine energy and protein levels in the feed that maximize profit. Their model is distinguished by the assumption that body weight is not fixed at a predetermined level, and feed cost is not determined by least cost feed formulation. Rather, feed cost is determined as a variable of the profit maximization model in a way similar to that described in Pesti *et al.* (1986). Gonzalez-Alcorta *et al.* (1994) conclude that the mathematical programming functions applied in their model show that setting energy and protein levels that vary with output and input prices can increase profitability compared to fixed diet levels of energy and protein based on previous nutritional guidelines.

Costa *et al.* (2001) develop a two-step profit maximization model that minimizes feed cost in the first step and then maximizes profits in broiler production and processing in the second step. Their model shows the optimal average feed consumed, feed cost, live and processed body weight of chickens, as well as the optimal length of time that the broilers must stay in the house and other factors, for given temperature, size of the house, cost of inputs and outputs and for a certain, pre-determined protein level, source, and set of processing decisions. They conclude that peanut meal can be more profitable than SBM for growing birds to be processed and sold as whole carcasses.

The analysis conducted in our study differs from Costa *et al.* (2001) by developing a model that allows for a single, iterative search procedure that will select the optimal protein level and formulated ration to be fed to the chickens for either protein source. This model generates processing alternatives for selling whole carcass and cut-up parts, but it also indicates what protein source will generate the most profitable feed ration. The model-generated signal of specific protein sources to meet pre-determined marketing options is key to determining the market for feed inputs.

3 MATERIAL AND METHODS

3.1 Model description

The model presented in this study is composed of a generalized set of equations that are applied to all marketing options through specific equations used according to the desired processing

strategy. This section lays out the general framework of equations, explaining all variables and their measure, and how the model optimizes interactively to solutions for each market-driven scenario.

The generalized model is summarized by the equations presented next. The objective function maximizes profit per bird per unit of time, Π (Equation 1). Π is equal to total revenue, or derived farm price, DP_{BW} , times live body weight, BW , minus total cost or cost of feed consumed, P_{FC} , times feed consumed, FC , times interest cost, I , divided by feeding time, t , necessary to grow broilers to the time where live bird weight, feed consumed and marketing conditions are optimum. That is,

$$\text{Max } \Pi = [(DP_{BW} * BW) - (P_{FC} * FC) * I] / t \quad (1)$$

Subject to:

$$P_{FC} = P_F + DEL \quad (2)$$

$$P_F = \sum_{i=1}^n P_i * X_i \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i * X_i \geq ME \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^n \beta_i * X_i \geq PR \quad (5)$$

$$\frac{\sum_{f=1}^m \sum_{i=1}^n \rho_{fi} * X_i}{\sum_{i=1}^n \beta_i * X_i} \geq \eta_f \quad (6)$$

$$\sum_{i=1}^n \mu_i * X_i \geq Ca \quad (7)$$

$$\frac{\sum_{i=1}^n \mu_i * X_i}{\sum_{i=1}^n \theta_i * X_i} = 2.0 \quad (8)$$

$$\sum_{i=1}^n X_i = 1.0 \quad (9)$$

$$X_i \geq 0 \quad (10)$$

Equations 2-10 account for the feed nutrient and cost constraints of the model. Cost of feed consumed is equal to least cost feed, P_F , plus feed delivery cost, DEL . The cost feed function (3) finds the optimal cost of feed for determined ingredients (X_i) and for their prices (P_i). The constraints meet nutrient requirements for technically efficient growth and are represented by: level of metabolizable energy (4) in the ration has to be at least equal to the pre-determined level (ME), where α_i is the technical coefficient for energy for each ingredient; level of protein in the ration (5) has to be at least equal to the level determined by the model (PR), where β_i is the technical coefficient for protein content of each ingredient; protein ratio (6) of each nutrient to level of protein in

the diet has to be at least equal to the level desired (η_j), where ρ_{ji} is the technical coefficient for the nutrient of each ingredient; the sum of all calcium content in the ingredients (7) must be greater than or equal to the desired calcium content (Ca); ratio of calcium to available phosphorus (8) has to be equal to 2.0, where γ_i and θ_i are the technical coefficients for calcium and available phosphorus, respectively; the sum of all ingredients (9) has to be equal to a unit of feed; all ingredients must have a non-negative value in the solution (10). Next,

$$BW = f(FC, FC^2, PR, PR^2, FE) \quad (11)$$

$$FC = f(t, t^2, PR, PR^2, FE) \quad (12)$$

where the production functions (11 and 12) are estimated by ordinary least squares (OLS) analysis on experimental data to provide technical response coefficients to the programming model (or, "optimization"). Live body weight of a broiler, BW , is a function of feed consumed per broiler, FC , its squared term, FC^2 , dietary protein level, PR , its squared term, PR^2 , and a dummy variable for gender. The equation is estimated for each protein source (soybean meal or cottonseed meal) and is primarily estimated for male birds, i.e., when female birds are used, the coefficient for FE is added to the intercept of the function. Feed consumed per bird is a function of feeding time, t , its squared term, t^2 , dietary protein level, PR , its squared term, PR^2 , and a dummy variable for gender. The equation is also estimated for each protein source (soybean meal or cottonseed meal) and is primarily estimated for male birds; i.e., when female birds are used, the coefficient for FE is added to the intercept of the function.

Equations 13-16 (in bold) vary according to the decision of what is the product market in which the broilers will be sold. Section 5 will give a detailed explanation on how the equations vary for the pre-determined marketing options. In general, derived average price of a broiler, DP_{BW} is equal to the live value of birds delivered to the plant that are processed into whole carcass, cut-up parts, or to be sold in the live market, LV_k , divided by the number of birds finished in the production process, BF (Equation 13). LV_k equals BF times the average derived price for the marketing option k , ADP_k , times the percentage of birds which are not dead on arrival at the processing plant, $(1 - DOA)$, plus the price for dead on arrivals, P_{DOA} , times the percentage of dead on arrivals, DOA (Equation 14). ADP_k is equal to an average value of the weights of processed carcass or cut-up parts, w_l , depending on the marketing option, k , times the dock price of each processed carcass or cut-up part, P_l , minus processing cost, PRO_l , and catching and hauling cost, CAT_l (Equation 15), where l equals the part to be processed (whole carcass, skinless boneless breast, tenderloin, leg quarters, wings, fat pad or remaining parts of the chicken) divided by the average live weight estimated in Equation 11. Equation 16 presents the production function, or yield function, of each processed part l , where w_l is a function of average live body weight, BW , protein level, PR , its squared term, PR^2 , and a dummy variable for female chickens, FE . These variables are estimated the same way as in equations 11 and 12 for each processed part l .

Interest cost, I , is determined by annual interest rate, r , and feeding time, t (Equation 17). Number of birds finished, BF , equals the ratio of Size of the broiler house, S , and density

$$DP_{BW} = \frac{LV_k}{BF} \quad (13)$$

$$LV_k = BF * [(1 - DOA) * ADP_k + DOA * P_{DOA}] \quad (14)$$

$$ADP_k = \frac{\sum_i (w_i * (P_i - PRO_i - CAT_i))}{BW} \quad (15)$$

$$w_i = f(BW, PR, PR^2, FE) \quad (16)$$

of birds in the house, D , times the livability of birds, or $1 - M$, the mortality of birds (Equation 18). M is determined as a function of feeding time, t (Equation 19). In other words, number of birds finished in the house at the end of the production process is equal to the number of birds started, discounted by the mortality of birds as a function of time. Density of birds in the house (Equation 20) uses estimated parameters from data obtained from a national survey on broiler producing houses (Agri Stats) to describe the function in terms of live broiler weight, BW , temperature, $TEMP$, and the percentage of males in the house, $MALE$. Other constraints include: live broiler weight must be greater than or equal to 3.52 lb (Equation 21), feed consumption per bird must be greater than or equal to zero (Equation 22), and feeding time must be greater than or equal to 25 days (Equation 23).

$$I = (1 + \frac{r}{365})^t \quad (17)$$

$$BF = \frac{S}{D} * (1 - M) \quad (18)$$

$$M = f(t) \quad (19)$$

$$D = f(BW, BW^2, TEMP, MALE) \quad (20)$$

$$BW \geq 3,52lb \quad (21)$$

$$FC \geq 0 \quad (22)$$

$$t \geq 25 \quad (23)$$

State variables to this model, or given variables, are: dock prices of cut-up parts and whole carcass, P_b , percentage of dead on arrivals and field condemnation, DOA , processing cost of whole carcass and parts, PRO_b , catching and hauling cost, CAT_b , annual interest rate, i , price of dead on arrivals and field condemnation, P_{DOA} , delivery cost of feed, DEL , temperature, $TEMP$, male percentage, $MALE$, size of the house, S , and clean out time, CT . Control variables are: profit, Π , Derived farm price, DP_{BW} , live body weight, BW , feed cost, P_F , feed consumed, FC , protein level, PR , interest cost, I , feeding time, t , live value of birds delivered to plant, LV_k , number of birds finished, BF , derived weighed average price of a live weight broiler processed into a whole carcass or cut-up parts, P_k , weight of each processed part, w_b , mortality, M , density of birds in the house, D , broiler house revenue, BHR , and Annual Profit, Π_a .

Parameters coefficients are estimated from regression analysis of experiments, nutrient composition data, and costs and prices data. The model thus seeks an interactive solution for a given

marketing option and protein source. Global optimization is achieved by iteration of production function information, prices, and ingredient nutrients. In other words, after determining the marketing option and protein source, feed must be formulated using linear programming to obtain a formulated feed, and costs are used to find the optimal live and processed bird weights and production time that maximize profit using nonlinear programming. The global optimization is achieved after all different protein levels are iterated and the optimal level of protein is found.

Apart from the equations developed in the model, accounting processes make it possible to calculate net revenues for the whole production process and annual profits for the same broiler house throughout the year. Equations 24 and 25 calculate production process revenues and annual profits for the broiler house, respectively.

$$BHR = \Pi * t * BF - CHICK * \frac{S}{D} - VAC * BF \quad (24)$$

$$\Pi_a = \frac{365}{t + CT} * BHR \quad (25)$$

Broiler house revenue (BHR in Equation 24) is equal to profit per bird per day, A , times feeding time, t , times number of birds finished, BF , minus the chick cost, $CHICK$, per number of birds started, which is calculated by the ratio of the size of the house, S , and density of birds in the house, D , and minus the vaccination, miscellaneous and supervising cost, VAC , per number of birds finished. Annual profit (Π_a , in Equation 25) is equal to the total number of days in the year divided by the optimal feeding time, t , plus the clean out time, CT , all this multiplied by the broiler house. This calculation will calculate annual profitability for each market option selected by the integrator.

4 ESTIMATED PRODUCTION FUNCTIONS

Production equations 11, 12, and 16 are estimated by OLS and are presented in Tables 1 and 2. Table 1 shows the estimated coefficients of Equations 11, 12 and 16 (only for estimation of carcass weight in 16) for both CSM- and SBM-fed broilers. Live bird weight (BW) increases at a decreasing rate with respect to feed consumed (FC) and protein level (PR), while feed consumed increases at an increasing rate with respect to feeding time (t) and increases at a decreasing rate with respect to protein level (PR). Weight of whole carcass (W_{WC}) increases at a decreasing rate with respect to protein level (PR).

Estimated coefficients of Equation set 16 (for skinless boneless breast, tenderloin, leg quarters, wings, fat pad, and rest of chicken) are shown in Table 2 for CSM – and SBM-fed broilers. For CSM-fed broilers, weights of skinless boneless breast, tenderloin, wings, and rest of the chicken (W_{BR} , W_{TE} , W_{WI} , and W_{RC} , respectively) increase at decreasing rates with respect to PR , while weights of leg quarters and fat pad (W_{LQ} and W_{FP} , respectively) decrease at increasing rates with respect to PR . For SBM-fed broilers, weights of skinless boneless breast, tenderloin, leg quarters, wings, and rest of chicken (W_{BR} , W_{TE} , W_{LQ} , W_{WI} , and W_{RC} , respectively) increase at increasing rates with respect to PR , while only weight of fat pad (W_{FP}) decreases at an increasing rate with respect to PR for this feed formulation. These results concur with those of Pesti and Smith (1984) that

show that production responses of broilers to dietary energy and protein levels show diminishing marginal returns.

Prices of inputs and outputs are collected for the profit maximization analysis. The prices data consist of prices of ingredients available for the ration formulation, including major feedstuffs and synthetic amino acids that supplement the deficiencies of major alternative protein sources such as CSM. Prices received in Georgia (or the Southeast) for the outputs are considered in the analysis, as well as other costs considered in the production and processing.

Table 1 – Estimated body weight, feed consumed, and carcass weight for CSM- and SBM-fed broilers

Variable	Body Weight		Feed Consumed		Carcass Weight	
	CSM	SBM	CSM	SBM	CSM	SBM
Intercept	-1.192** (0.394)	-1.698** (0.542)	-1.900** (0.947)	-1.107 (0.854)	-318.362** (147.302)	-409.280** (179.164)
FC	0.634** (0.023)	0.692** (0.034)	-----	-----	-----	-----
FC ²	-0.035** (0.005)	-0.043** (0.007)	-----	-----	-----	-----
t	-----	-----	0.015 (0.019)	0.004 (0.017)	-----	-----
T ²	-----	-----	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	-----	-----
BW	-----	-----	-----	-----	0.720** (0.010)	0.753** (0.013)
PR	0.117** (0.036)	0.158** (0.050)	0.140* (0.079)	0.086 (0.071)	20.815 (14.085)	25.523 (17.158)
PR ²	-0.002** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003* (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.436 (0.326)	-0.546 (0.397)
FE	-0.082** (0.013)	-0.061** (0.017)	-0.337** (0.027)	-0.240** (0.024)	6.391 (6.726)	7.760 (7.890)
R ²	0.9945	0.9899	0.9939	0.9946	0.9820	0.9703
N	72	72	72	72	144	144

Standard errors are in parentheses. * indicates parameter estimate is statistically significant at 0.10 level; ** indicates parameter estimate is statistically significant at 0.05 level. Body Weight and Feed Consumption functions are estimated in kg; Carcass Weight function is estimated in grams.

Table 2 – Effects of live weight, protein level, and sex of bird on weights of cut-up parts of CSM- and SBM-fed broilers

Variable	Breast		Tenderloin		Leg Quarters		Wings		Fat Pad		Rest of Chicken	
	CSM	SBM	CSM	SBM	CSM	SBM	CSM	SBM	CSM	SBM	CSM	SBM
Intercept	-196.509 (110.377)	-221.257 ^{**} (118.450)	-61.380 ^{**} (30.716)	-80.876 ^{**} (26.624)	-34.145 (113.019)	-29.088 (136.867)	-28.607 (48.000)	-50.023 (44.314)	37.789 (56.381)	189.252 ^{**} (49.484)	-31.835 (114.933)	-251.526 ^{**} (111.971)
BW	0.160 ^{**} (0.007)	0.184 ^{**} (0.008)	0.035 ^{**} (0.002)	0.044 ^{**} (0.002)	0.353 ^{**} (0.007)	0.336 ^{**} (0.010)	0.079 ^{**} (0.003)	0.083 ^{**} (0.003)	0.038 ^{**} (0.004)	0.035 ^{**} (0.003)	0.055 ^{**} (0.008)	0.067 ^{**} (0.008)
PR	13.479 (10.551)	12.058 (11.385)	4.136 (2.936)	4.530 [*] (2.560)	-1.661 (10.804)	-0.264 (13.155)	2.939 (4.588)	4.384 (4.259)	-3.692 (5.390)	-17.122 ^{**} (4.756)	5.678 (10.987)	25.750 ^{**} (10.762)
PR ²	-0.285 (0.244)	-0.234 (0.263)	-0.080 (0.070)	-0.083 (0.059)	0.001 (0.250)	-0.008 (0.304)	-0.068 (0.106)	-0.100 (0.098)	0.044 (0.125)	0.327 ^{**} (0.110)	-0.057 (0.254)	-0.531 ^{**} (0.249)
FE	7.096 (5.051)	13.237 ^{**} (5.216)	4.749 ^{**} (1.406)	6.119 ^{**} (1.172)	-6.754 (5.172)	-17.239 ^{**} (6.027)	3.883 [*] (2.197)	0.835 (1.951)	13.570 ^{**} (2.580)	9.590 ^{**} (2.179)	-17.840 ^{**} (5.260)	-6.338 (4.930)
R ²	0.8403	0.8212	0.7533	0.8412	0.9604	0.9268	0.8608	0.8738	0.4585	0.5685	0.5482	0.5236
N	144	144	144	144	144	144	144	144	144	144	144	144

Standard errors are in parentheses. * indicates parameter estimate is statistically significant at 0.10 level; ** indicates parameter estimate is statistically significant at 0.05 level. All functions are estimated in grams.

5 MODEL INTERACTIONS

With the model developed above, we estimate the profitability of four base scenarios: broilers are produced and sold using either SBM or CSM as the protein source, and for each protein source, broilers are sold either after being processed into whole carcasses or into cut-up parts. Initially, comparisons are made directly between SBM *vs.* CSM results for each broiler product marketing alternative. Then, prices of inputs (SBM and CSM) are varied for input price sensitivity analysis. Lastly, a price mapping is extracted to indicate the impact on decisions of seasonal and other price variations that justify using CSM or SBM as the more profitable protein source. The optimal solutions report broiler weight, feed consumption, feeding time, and feed composition that maximize profit under certain production function estimation, market option, and input/output prices. All optimal formulated rations meet all nutrient requirements from the National Research Council (NRC) for nutrient requirements in poultry production. Baseline scenarios use 2002 prices.

Each optimized ration is fed to broilers for an optimized number of days in order to obtain a target weight that is to be processed and sold to a specific market, given the prices of outputs (processed parts) and inputs (feed ingredients, mainly), and other costs integrated in the model, as illustrated by the case/example scenario in Figure 2. Assume in Figure 2 that the current price of SBM has increased considerably. Assume also that whole carcass prices are higher at this same time of the year, because consumers are seasonally desiring more whole carcass, or rotisserie-type products. The integrator faces these two aspects of the input and output markets and employs the decision model to get an optimal solution for the given input and output market situations. Thus, these prices of outputs and inputs are then entered in the model data set, which uses previously entered information and relationships on production and returns to carcass weight broilers fed CSM, nutrient requirements determined by the National Research Council (NRC, 1994), size of the house information, temperature, chicks' gender, and other production costs. The model then searches for an optimal solution, which determines that the integrator must use broilers fed CSM and processed into whole carcass to obtain maximum profits in this period. The optimal solution set that is generated by the model goes first to decisions in the broiler house (i.e., contracts with the feeding unit for this intermediate output), where optimal feed composition, composed of CSM as protein source, and optimal feeding time are set to deliver a live body weight of broilers. The live body weight produced in the broiler house is delivered to the processing plant, where a profit-maximizing whole carcass product is the outcome.

5.1 Selling broilers in the whole carcass market

The first analysis compares selling CSM- and SBM-fed broilers that are processed into whole carcass, with results presented in Tables 3 and 4 (first two columns). In Table 3, the feed formulated for CSM has less corn and more poultry fat than the SBM ration, but more CSM is used than for SBM rations in its composition (as CSM has a lower protein concentration than SBM). Both feed scenarios demonstrate optimal protein levels that are higher than the levels currently fed in the industry. The NRC (1994) recommends that the protein level in the diets used for broilers in the grower phase, from 3 to 6 weeks, should be equal to 20%.

Figure 2 – Example of production and processing decision schematic for integrated broiler profit maximization

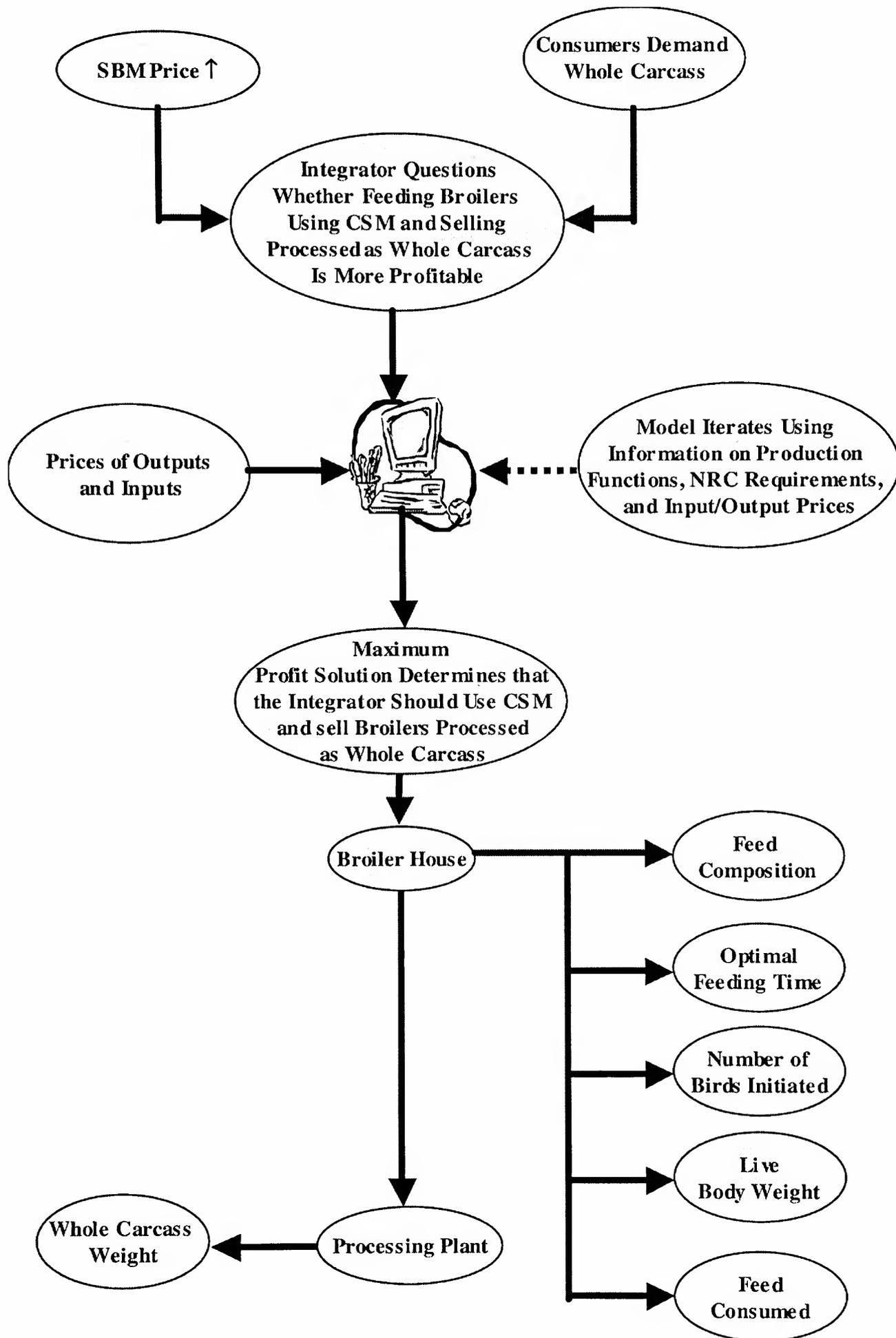


Table 3 – Composition of the optimal solutions rations for SBM and CSM, whole carcass and cut-up parts

Ingredients and Composition	Whole Carcass		Cut-up Parts	
	SBM	CSM	SBM	CSM
Ingredients	----- (%) -----			
Corn	58.89	49.88	56.43	48.70
Soybean Meal	23.92	---	26.01	---
Cottonseed Meal	---	29.53	---	30.47
Poultry Fat	4.40	7.54	4.78	7.78
Poultry By-Product Meal	4.00	4.00	4.00	4.00
Menhaden Meal	4.00	4.00	4.00	4.00
Meat and Bone Meal	3.00	3.00	3.00	3.00
Defluor. Phos.	0.75	0.67	0.74	0.67
Limestone	0.13	0.25	0.13	0.26
Common Salt	0.30	0.30	0.30	0.30
Vitamin Premix	0.25	0.25	0.25	0.25
Mineral Premix	0.08	0.08	0.08	0.08
Aviax	0.08	0.08	0.08	0.08
Bacitracin	0.05	0.05	0.05	0.05
CuSO ₄ - 5H ₂ O	0.05	0.05	0.05	0.05
DL - Methionine	0.10	0.05	0.11	0.06
L - Lysine	---	0.19	---	0.19
L - Threonine	0.03	0.10	0.03	0.10
Composition by Calculation ¹				
Protein, %	23.12	23.92	23.92	24.23
ME, kcal/kg	3.20	3.20	3.20	3.20
Threonine, %	0.04	0.04	0.04	0.04
Methionine, %	0.02	0.02	0.02	0.02
Lysine, %	0.06	0.05	0.06	0.05

¹ Based on NRC feed composition tables.

CSM feed costs more per pound than the SBM feed in this product scenario (whole carcass), but the profit generated by supplying CSM to the broilers is higher than the profit generated by SBM-fed broilers (Table 4). This represents the only feeding scenario at observed prices where CSM is more profitable than SBM. SBM-fed birds are fed longer (number of days) than are CSM-

fed birds and result in larger birds with higher consumed feed. Yet, profitability is higher for CSM-fed birds when measured as profit per broiler per day, profit per house per period, and profit per house per year.

Table 4 – Baseline scenarios used to analyze the profitability of CSM and SBM in broiler production, whole carcass and cut-up parts

Variable	Unit	Whole Carcass		Cut-up Parts	
		CSM	SBM	CSM	SBM
Protein Level	%	23.92	23.12	24.23	23.92
Feeding Time	days	34.94	39.80	34.94	40.07
Bird Weight	lb	4.24	5.04	4.24	5.10
Feed Cost	cents/lb	7.51	7.50	7.55	7.61
Feed Consumed	lb/bird	6.32	7.97	6.30	8.04
Feed Conversion Ratio	lb/lb	1.58	1.58	1.49	1.58
Profit (II)	cents/bird/day	2.08	1.52	2.30	2.59
Derived Price	cents/lb	29.19	29.02	31.00	33.29
Broiler House Revenue	\$/house/period	12,778	9,234	14,710	19,622
Annual Profit	\$/house/year	116,600	74,898	134,227	159,159
Carcass Weight	lb	2.90	3.55	---	---
Skinless Boneless Breast Weight	lb	---	---	0.597	0.790
Tenderloin Weight	lb	---	---	0.131	0.178
Leg Quarters Weight	lb	---	---	1.335	1.625
Wings Weight	lb	---	---	0.340	0.420

5.2 Selling broilers in the cut-up parts market

Selling broilers processed into cut-up parts generates the highest profits overall (Table 4). Even though this study's procedures differ significantly from the study conducted by Costa *et al.* (2001), the results obtained in this study are similar to theirs regarding the conclusion that feeding SBM to broilers to be sold as cut-up parts generally results in the most profitable scenario.

The protein levels in the optimal solutions remain high relative to current industry practice, and the use of SBM and CSM in the diets for broilers processed as cut-up parts is at its highest level of all three diets formulated for the marketing options simulated here. The feeding process is also the longest for this alternative, and feed costs are the highest of all posited SBM and CSM scenarios for processing alternatives. SBM-fed birds are fed longer than CSM-fed birds and result in larger birds with higher consumed feed. In this case, profitability is higher for SBM-fed birds when measured as profit per broiler per day, profit per house per period, and profit per house per year.

6 PRICE MAPPING ANALYSIS ON SBM VS. CSM

At baseline prices for SBM and CSM, optimal solutions in Table 4 show that SBM generates higher profits than CSM when broilers are processed into cut-up parts, while CSM generates higher profits than SBM when broilers are processed into whole carcass. The prices of both sources can and do vary through time and/or seasonally, however. The analysis conducted here determines an equally profitable line for the price combinations of SBM and CSM. The interaction of many possible prices in the model determines at what price combination profits are equalized.

Figures 3 and 4 show the isoprofit lines for the carcass and cut-up parts markets, respectively. Notice that in Figure 3, for considerably higher prices of CSM than SBM, there will be equal profits in the whole carcass product market. CSM-generated profits will be higher for price situations that fall in the southeast area, below and to the right of the line, whereas SBM-generated profits will be higher for price situations that fall in the northwest area, above and to the left of the line. The isoprofit line in Figure 3 is convex relative to the horizontal axis; i.e., CSM will be more profitable than SBM for a larger number of price combinations. In Figure 4, notice that the line approximates a straight line, and for considerably higher prices of SBM than CSM, there will be equal profits. Again, CSM-generated profits will be higher for price situations that fall in the southeast area, below and to the right of the line, whereas SBM-generated profits will be higher for price situations that fall in the northwest area, above and to the left of the line.

Figure 3 – Isoprofit price mapping analysis for whole carcass marketing option

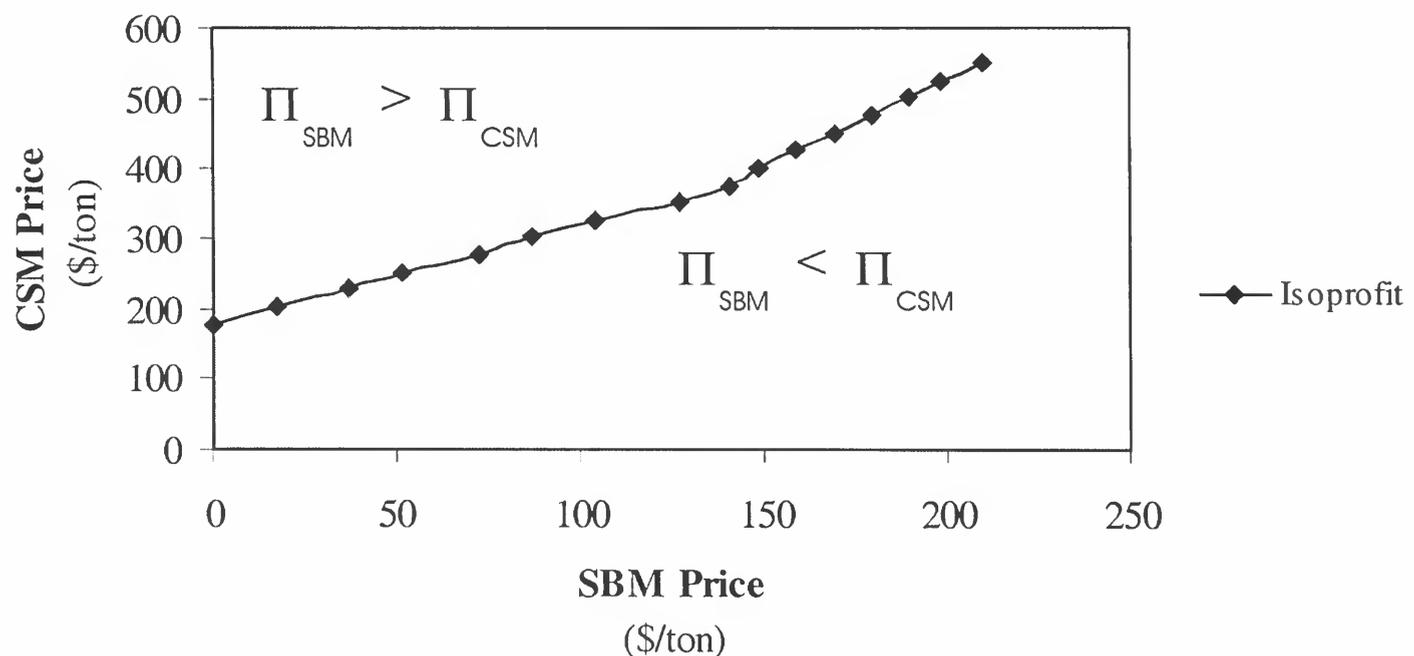
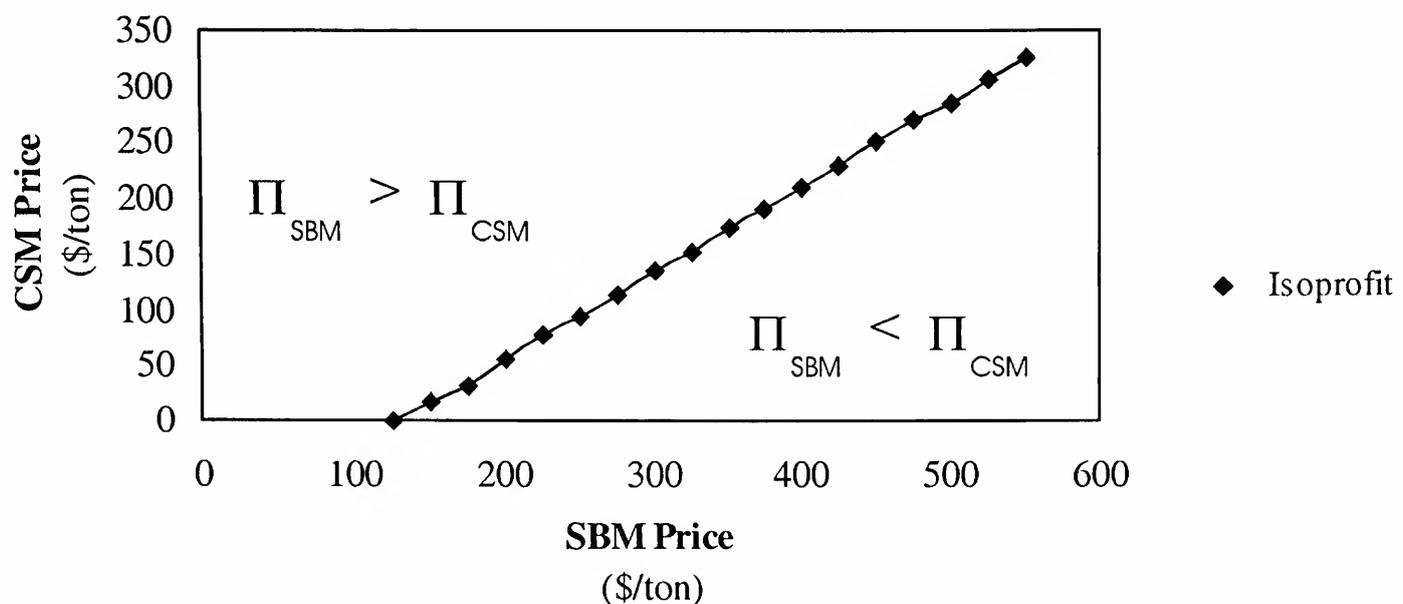


Figure 4 – Isoprofit price mapping analysis for cut-up parts marketing option



7 CONCLUSIONS

This profit-maximization model interactively generates optimal solutions for CSM- and SBM-fed broilers in the whole carcass and cut-up parts marketing options. Feeds formulated for all optimal solutions meet all NRC (1994) requirements for nutrient composition of feed rations. Protein levels of the optimal feed rations indicated by the model are above the average levels reported in the industry and range from 23% to just less than 25% protein level in the diet. Profits are higher for CSM-fed broilers when marketed in the whole carcass marketing option, whereas profits are greater for SBM-fed broilers when marketed in the cut-up parts option. CSM-fed birds are fed for shorter feeding times than are SBM-fed broilers in all directly compared scenarios. Average live body weight and total feed consumed are lower for CSM-fed broilers than for SBM-fed broilers.

A price mapping analysis of SBM *vs.* CSM profits for the whole carcass and cut-up parts markets indicates that there are price combinations at which both sources are equally profitable. The range of prices for which CSM is more profitable than SBM is relatively larger in the whole carcass market, indicating that CSM can more-profitably be used for feeding broilers in that market. On the other hand, the range of prices for which SBM is more profitable than CSM is relatively larger in the cut-up parts market, indicating that SBM is generally more profitable than CSM for feeding broilers in that market. Results for both SBM and CSM formulated rations also show that poultry producers could increase profitability by formulating rations that have higher protein levels than the currently recommended levels.

Solution sets obtained from profit maximization model interactions demonstrate that SBM-based diets are generally more efficient than CSM-based formulations. Moreover, at the set of input and output prices extant, SBM-based feeds are more profitable than using CSM, especially for selling broilers processed into cut-up parts. CSM can be fed more profitably than SBM at these input and output prices only when broilers are sold as whole carcasses. In the U.S. case, CSM may thus have a potentially new market – the protein input market for poultry production in the Southeast region of the United States. That is, given its availability in that region, the results provided in this study demonstrate that CSM may be used profitably as an alternative protein source for SBM in broiler production. If the adoption of CSM for poultry production were to be successfully

implemented, gains in the Southeast may be offset by losses to the North-Central region of the United States, and these impacts require further study.

In Brazil, similar results are most likely obtainable for the Northeast region as compared to the Southeast region of the United States. CSM may be fed more profitably than SBM in the Northeast region if one takes into consideration the high transportation costs for SBM from the Midwest and South regions of Brazil. In spite of that, poultry industries are currently dislocating its producing lines from states like Pernambuco to the West part of Bahia searching for a proximity to the soybean producing regions. If CSM is adopted and more used in the Northeast, such migrations would be unseen.

REFERENCES

- Allison, J. R.; Baird, D. M. Least-cost livestock production rations. *Southern Journal of Agricultural Economics* 6, p. 41-45, 1974.
- Anderson, J. O.; Warnick, R. E. Sequence in which essential amino acids become limiting for growth of chicks fed rations containing cottonseed meal. *Poultry Science* 45, p. 84-89, 1966.
- Campbell, L. D. Canola meal as a substitute for cottonseed meal in the diet of broiler chickens. *Nutrition Reports International* 37, p. 371-377, 1988.
- Carew, S. N.; Olomu, J. M.; Ofiong, S. A. Amino acid supplementation of groundnut meal protein in broiler diets. *Journal of Tropical Agriculture* 65, p. 329-332, 1988.
- Costa, E. F.; Miller, B. R.; Pesti, G. M.; Bakalli, R. I.; Ewing, H. P. Studies on feeding peanut meal as a protein source for broiler chickens. *Poultry Science Journal*, v. 80, n. 3, p. 306-313, 2001.
- Costa, E. F.; Miller, B. R.; Houston, J. E.; Pesti, G. M. Production and profitability responses to alternative protein sources in broiler rations. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, v. 33, n. 3, p. 567-581, December 2001.
- El Boshy, S. R.; Raterink, R. Replacement of soybean meal by cottonseed meal and peanut meal or both in low energy diets for broilers. *Poultry Science* 68, p. 799-804, 1989.
- Feedstuffs: The Weekly Newspaper For Agribusiness. *Ingredient Market*, v. 72, n. 47, November 13, 2000.
- Fisher, H.; Quisenberry, J. H. Net protein utilization and amino acid deficiencies of glandless cottonseed meal. *Poultry Science* 50, p. 1197-1200, 1974.
- Gonzalez-Alcorta, M. J.; Dorfman, J. H.; Pesti, G. M. Maximizing profit in broiler production as prices change: a simple approximation with practical value. *Agribusiness* 10, p. 389-399, 1994.
- Grau, C. R. Protein concentrates as amino acid sources for the chick: corn gluten meal, cottonseed meal and peanut meal. *Journal of Nutrition* 32, p. 303-312, 1946.
- Heuser, G. F.; Norris, L. C.; Mcginnis, J. Vegetable protein concentrates fed alone and in combination with soybean oil meal as the chief supplementary protein in chick starting rations. *Poultry Science* 25, p. 130-136, 1946.
- National Cottonseed Products Association, NCPA. *Cottonseed products yield table*. Disponível em: <http://www.cottonseed.com>. 1999.
- National Research Council (NRC). *Nutrient requirements of poultry*. 9th revised edition. Washington, DC: National Academy Press, 1994.
- Pesti, G. M.; Smith, C. F. The response of growing broiler chickens to dietary protein, energy and added fat contents. *British Poultry Science* 25, p. 127-138, 1984.

- Pesti, G. M.; Arraes, R. A.; Miller, B. R. Use of the quadratic growth response to dietary protein and energy concentrations in least-cost feed formulation. *Poultry Science* 65, p. 1040-51, 1986.
- Sampaio, Y.; Vital, T.; Costa, E. F. *Expansão e perspectivas do agronegócio no Nordeste*. Fortaleza: Ed. Banco do Nordeste do Brasil, 2003, 121p.
- Watkins, S. E.; Waldroup, P. W. Utilization of high protein cottonseed meal in broiler diets. *Journal of Applied Poultry Research* 4, p. 310-318, 1995.
- Watkins, S. E.; Skinner, J. T.; Adams, M. H.; Waldroup, P. W. An evaluation of low-gossypol cottonseed meal in diets for broiler chickens. 1. Effect of cottonseed meal level and lysine supplementation. *Journal of Applied Poultry Research* 2, p. 221-226, 1993.
- _____. An evaluation of low-gossypol cottonseed meal in diets for broiler chickens. 2. Influence of assigned metabolizable energy values and supplementation with essential amino acids on performance. *Journal of Applied Poultry Research* 3, p. 7-16, 1994.

ESTIMAÇÃO DA MATRIZ INSUMO-PRODUTO A PARTIR DE DADOS PRELIMINARES DAS CONTAS NACIONAIS*

Joaquim J. M. Guilhoto[§]
Umberto A. Sesso Filho[¶]

RESUMO

O presente estudo tem como objetivo apresentar e analisar uma metodologia de elaboração das Matrizes de Insumo-Produto a partir dos dados preliminares das Contas Nacionais do Brasil, a qual é testada para os anos de 1994 e 1996, sendo que os resultados obtidos a partir da matriz de insumo-produto (versão definitiva) disponibilizada pelo IBGE e a matriz estimada pela metodologia proposta são comparados. Os resultados analisados consistem dos multiplicadores de emprego tipo I, índices de ligação intersetoriais de Rasmussen-Hirschman e puros normalizados, indicadores econômicos baseados na teoria de insumo-produto. Conclui-se que as séries de indicadores econômicos da matriz estimada e da disponibilizada pelo IBGE não são diferentes, baseando-se em análise estatística (índices de correlação). Portanto, a metodologia pode ser utilizada para a estimação de matrizes de insumo-produto nacionais para períodos em que existem somente dados preliminares, e as análises estruturais da economia realizadas com as matrizes estimadas são válidas para os anos analisados.

Palavras-chave: insumo-produto, contas nacionais, Brasil.

ABSTRACT

The goal of this study is to present and to analyze a methodology to estimate Input-Output Matrices using preliminary data from the Brazilian National Accounts. This methodology is tested for the years of 1994 and 1996, where the results obtained from the input-output matrices (definitive version) available from IBGE are compared with the matrices estimated using the proposed methodology. The results analyzed refer to: a) type I production multipliers; b) Rasmussen-Hirschman backward and forward linkages; and c) Pure backward and forward linkages. Based on statistical methods (correlation indexes), the results show that the estimated matrices are similar to the ones released by IBGE. As so, this methodology can be used to estimate Brazilian national input-output matrices for the time periods where there are only preliminary data, and the economic structural analysis made with the estimated matrices are valid for the years analyzed.

Key words: input-output, national accounts, Brazil.

JEL classification: C67, D57

* Os autores agradecem aos valiosos comentários de um parecerista anônimo. Agradecem, ademais, a contribuição, numa primeira versão deste trabalho, dos, à época, alunos de doutorado da ESALQ/USP: Ricardo L. Lopes, Cleise M.A.T. Hilgemberg, Emerson M. Hilgemberg, Margarete Boteon, Cinthia C. Costa, Carlos R. Ferreira, Rogério E. Freitas, Augusto H. Gameiro, Aryeverton F. Oliveira e Paula R.J.P. Pavarina.

§ Professor Titular da FEA-USP, Adjunct Professor do Regional Economics Applications Laboratory (REAL) da University of Illinois (EUA), e Pesquisador do CNPq. E-mail: guilhoto@usp.br

¶ Professor Adjunto do Departamento de Economia do Centro de Estudos Sociais Aplicados da Universidade Estadual de Londrina. E-mail: umasesso@uel.br

1 INTRODUÇÃO

A construção da primeira Matriz Nacional Insumo-Produto pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o País foi realizada em 1970. Entre os anos de 1970 e 1990, a construção foi feita com periodicidade quinquenal, e a partir da década de 1990 sua elaboração passou a ser anual. O IBGE é o órgão oficial do governo federal responsável pela elaboração das Matrizes Nacionais de Insumo-Produto. Apesar das matrizes apresentarem dados anuais a partir de 1990, a sua divulgação apresenta uma defasagem de no mínimo três anos. Tal demora é justificada pelo fato de o prazo entre a coleta dos dados levantados em cada setor da economia e a sua elaboração pelo IBGE ser relativamente extenso. As Contas Nacionais, das quais se deriva a Matriz Insumo-Produto, também elaborada pelo IBGE, e referentes a um dado ano x , são apresentadas no ano seguinte (ano $x + 1$) como uma versão preliminar. Com defasagem de dois anos, o IBGE divulga a primeira revisão das Contas, e ao final do terceiro ano ($x + 3$) as Contas Nacionais são divulgadas em sua versão definitiva e somente a partir desses dados é que a Matriz Insumo-Produto do ano x é disponibilizada. Esta matriz agrega algumas informações adicionais aos dados das Tabelas de Recursos e Usos de Bens e Serviços, incluídas na versão definitiva das Contas Nacionais (sobre este assunto, ver Feijó *et al.*, 2001).

Para utilizar matrizes mais recentes torna-se necessário elaborá-las com dados provenientes das Contas Nacionais em suas versões preliminares e primeira revisão. O presente estudo tem como objetivo apresentar e discutir um método de elaboração das Matrizes de Insumo-Produto a partir dos dados preliminares das Contas Nacionais. O texto está dividido em duas partes: a) desenvolvimento da metodologia de construção da matriz; e b) análise dos resultados do cálculo de indicadores econômicos utilizando as matrizes originais do IBGE construídas para os anos de 1994 e 1996 e aquelas estimadas pela metodologia apresentada para os mesmos anos. O programa elaborado em Matlab para realizar os cálculos de estimação da Matriz de Uso pode ser obtido com os autores por *e-mail*.

2 CONSTRUÇÃO DE MATRIZ INSUMO-PRODUTO A PARTIR DE DADOS PRELIMINARES DAS CONTAS NACIONAIS

As matrizes que compõem o sistema de insumo-produto são divulgadas pelo IBGE na forma de duas tabelas: Tabela Recursos (descrita como Tabela 1) e Tabela Usos de Bens e Serviços (descrita como Tabela 2). Essas duas tabelas são a base para a construção da matriz de coeficientes técnicos e da matriz inversa de Leontief. (Miller e Blair, 1985). Os valores da Tabela 1 podem ser obtidos diretamente da tabela de Produção das Atividades das Contas Nacionais, uma vez que seus valores se encontram a preços básicos e representam valores de produção. Portanto, a metodologia a ser desenvolvida tem como objetivo a estimação da Tabela 2.

A Tabela de Usos de Bens e Serviços das Contas Nacionais contém valores a preços de mercado, os quais devem ser transformados (estimados) a preços básicos. Isto porque os dados de usos de bens e serviços pelos setores da economia estão expressos a preços ao consumidor (preços de mercado, PC), que englobam não somente o preço básico, mas também os valores das importações (IMP), impostos indiretos líquidos (IIL) e margens de comércio (MGC) e transporte (MGT). Por conseguinte, para obter-se a Matriz de Uso a preço básico da oferta nacional torna-se necessário subtrair dos preços de mercado originais contidos nas Contas Nacionais os valores estimados referentes à importação, impostos e margens de comércio e transporte de cada produto para cada setor da economia.

A questão-chave é a estimação dos valores que serão subtraídos dos preços de mercado presentes na versão preliminar da matriz fornecida pelo IBGE. A metodologia apresentada consiste de uma proposta para obter os dados necessários para a estimação da Matriz de Usos de Bens e Serviços a preços básicos (Tabela 2). Detalhadamente, o IBGE fornece a Tabela 2, que apresenta a oferta global a preços de mercado, e que são constituídos por:

1. Preço básico (PB)
2. Margem de Comércio (MGC)
3. Margem de Transporte (MGT)
4. Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS)
5. Imposto sobre Produtos Industrializados e ISS (IPI/ISS)
6. Outros Impostos Indiretos Líquidos (OIIL)
7. Importação de Bens e Serviços (IMP)
8. Imposto de Importação (IIMP)

Assim, têm-se as seguintes relações:

Oferta Global (OG) = Oferta Nacional (ON) + Oferta Internacional (OI)

PB = PC – MGC – MGT – IIL

Oferta Nacional a Preço Básico (ONPB) = OGPC – OI – MGC – MGT – IIL

O IBGE disponibiliza os totais por produto dos itens 2 a 8, ou seja, o total de impostos e margens embutido nos valores dos produtos da Matriz de Uso de Bens e Serviços. O problema central da estimativa da Matriz de Recursos e Usos é distribuir os valores totais de impostos e margens na matriz. A seguir é descrita a proposta metodológica destinada a realizar a distribuição dos valores totais ao longo das linhas da Tabela 2, subtraindo-se os montantes calculados dos preços de mercado e obtendo-se por resíduo os preços básicos.

2.1 Estimação dos valores da margem de transporte, margem de comércio, ICMS, IPI/ISS e outros impostos líquidos

O método consiste em estimar uma matriz de coeficientes a ser multiplicada pelos valores totais dos componentes citados e encontrar os valores referentes a cada célula da matriz.

- a) Organizar os dados existentes na Matriz de Uso a preços de mercado constantes das Contas Nacionais com vistas a obter o quanto de cada produto é vendido para cada setor da economia. Para fins didáticos, foi elaborado um exemplo da Matriz de Uso considerando apenas cinco setores e cinco produtos da economia (ver exemplo na Tabela 1). Para o cálculo dos coeficientes, atenção especial é dada ao *Dummy* Financeiro, o qual é retirado da matriz por meio da eliminação de seu valor na coluna correspondente, assim como a subtração de seu valor no Total da Atividade e na Demanda Total. Portanto, o *Dummy* Financeiro não possuirá coeficientes e os valores de impostos e margens não serão alocados para este componente da matriz.

Tabela 1 – Matriz de uso de bens e serviços a preços de mercado do ano de 2.000 em R\$ 1.000.000

Produtos	Setores						Demanda final	Demanda total
	01 Agropecuária	26 Beneficiamento de produtos vegetais	29 Indústria de açúcar	30 Fabricação de óleos vegetais	Demais setores	Total da atividade		
Café em coco	2 359	29	0	0	5 089	7 477	0	7 477
Cana-de-açúcar	456	0	2 183	0	3 959	6 599	0	6 599
Arroz em casca	212	2 789	0	3	5	3 009	637	3 646
Trigo em grão	674	1 351	0	0	23	2 048	342	2 390
Soja em grão	462	116	0	6 526	295	7 400	4 014	11 414
Outros prod. e serv.	59 956	16 262	4 307	8 649	896 045	985 219	1 216 658	2 201 877
Consumo interno total	64 119	20 547	6 490	15 178	905 417	1011 751	1 221 651	2 233 402

b) A estimativa dos coeficientes (α_{ij}) a serem utilizados é dada por:

$$\alpha_{ij} = \frac{Z_{i,j}}{\sum_{j=1}^n Z_{i,j}} \quad (1)$$

sendo $Z_{i,j}$ o valor do produto i que é vendido para o setor ou demanda final j , a preços de mercado; e $\sum_{j=1}^n Z_{i,j}$ representa o valor total do produto i vendido para todos os setores da economia, onde n é o número de setores da economia.

No caso do exemplo da Tabela 1, pode-se calcular a matriz de coeficientes estimados utilizando a equação (1) para os valores contidos na Tabela 2:

Tabela 2 – Matriz de coeficientes calculados conforme equação (1) a partir dos dados da Tabela 1

Produtos	Setores						Demanda final	Demanda total
	01 Agropecuária	26 Beneficiamento de produtos vegetais	29 Indústria de açúcar	30 Fabricação de óleos vegetais	Demais setores	Total da atividade		
Café em coco	0,32	0,00	0,00	0,00	0,68	1,00	0,00	1,00
Cana-de-açúcar	0,07	0,00	0,33	0,00	0,60	1,00	0,00	1,00
Arroz em casca	0,06	0,76	0,00	0,00	0,00	0,83	0,17	1,00
Trigo em grão	0,28	0,57	0,00	0,00	0,01	0,86	0,14	1,00
Soja em grão	0,04	0,01	0,00	0,57	0,03	0,65	0,35	1,00
Outros prod. e serv.	0,03	0,01	0,00	0,00	0,41	0,45	0,55	1,00
Total	0,03	0,01	0,00	0,01	0,41	0,45	0,55	1,00

- c) Os valores totais das margens e impostos, fornecidos nos dados preliminares, são multiplicados pelos coeficientes. A Tabela 3 exemplifica os valores das margens e impostos a serem distribuídos internamente na matriz.

Tabela 3 – Margem de comércio e de transporte, impostos e importações de produtos do ano de 2000 (em R\$1.000.000) – valores disponibilizados pelo IBGE (2002)

Produtos	Margem de comércio	Margem de transporte	Imposto de importação	IPI/ISS	ICMS	Outros impostos	Importação
Café em coco	0	20	0	0	0	0	0
Cana-de-açúcar	0	332	0	0	0	0	0
Arroz em casca	353	108	0	0	0	0	49
Trigo em grão	164	19	9	0	0	33	1 789
Soja em grão	810	441	0	0	423	3	247
Outros produtos	89 953	18 105	8 421	23 670	81 852	4 983	130 883
Margem de comércio	(-)91 280	0	0	225	0	0	724
Margem de transporte	0	(-)19 025	0	407	1 093	282	1 260
Outros serviços	0	0	0	0	0	0	0
Total	0	0	8 430	23 038	80 759	4 701	134 951

O cálculo do valor a ser apropriado em cada setor será dado pelo coeficiente obtido na Tabela 2 multiplicado pelos valores encontrados na Tabela 3. Por exemplo, considerando a margem de comércio obtém-se a Tabela 4, e por meio de cálculo semelhante distribuem-se os valores de margem de transporte, IPI/ISS, ICMS e outros impostos para todos os setores da economia.

Tabela 4 – Distribuição setorial da margem de comércio utilizando os coeficientes da Tabela 2 e a coluna de margem de comércio da Tabela 3

Produtos	Setores					Total da atividade	Demanda final	Demanda total
	01 Agropecuária	26 Beneficiamento de produtos vegetais	29 Indústria de açúcar	30 Fabricação de óleos vegetais	Demais setores			
Café em coco	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Cana-de-açúcar	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Arroz em casca	20,53	270,03	0,00	0,29	0,48	291,33	61,67	353,00
Trigo em grão	46,25	92,70	0,00	0,00	1,58	140,53	23,47	164,00
Soja em grão	32,79	8,23	0,00	463,12	20,93	525,14	284,86	810,00
Outros prod. e servi.	0	0	0	0	0	0	0	0
Margem de comércio	99,56	370,96	0,00	463,41	23,00	957,00	370,00	1327,00

Calculados os valores de margens de comercialização e transporte e dos impostos citados, resta calcular outros valores a serem distribuídos internamente na matriz e referentes aos totais de importações e imposto de importação. Novos coeficientes serão calculados para distribuir tais montantes.

2.2 Estimação dos valores das importações e imposto de importação com tratamento diferenciado para as margens de comércio e transporte

O cálculo de novos coeficientes para realizar a distribuição dos valores totais de importações e imposto de importação se faz necessário por causa da existência da coluna de Exportação de Bens e Serviços na demanda final. Obviamente os valores de importações e impostos incidentes sobre estas não devem ser alocados para as exportações. Portanto, a coluna referente à exportação preenchida com zeros assim como seus valores são subtraídos das colunas de Demanda Final e Demanda Total. A *Dummy* Financeira recebe o mesmo tratamento diferenciado na construção dos coeficientes iniciais, ou seja, os valores são simplesmente retirados da matriz para efeito de distribuição dos valores, sendo inserida novamente na matriz depois de distribuídos os valores das importações e respectivos impostos.

Os novos coeficientes são calculados de forma análoga à descrita no item (b), e os valores totais de importações e impostos sobre importações são distribuídos na matriz multiplicando-os pelos coeficientes.

Os resultados dos cálculos são matrizes contendo valores de impostos, importações e margens referentes a cada uma das células da Matriz de Uso de Bens e Serviços. Os valores serão subtraídos dos preços de mercado da matriz original para a obtenção dos preços básicos. Os totais de impostos, margens e importações de cada coluna podem então ser calculados, permanecendo no interior da matriz os valores a preços básicos.

3 APLICAÇÃO DA METODOLOGIA E ANÁLISE DOS INDICADORES ECONÔMICOS

Como exemplo de aplicação da metodologia descrita, foram estimadas as Matrizes de Usos dos anos de 1994 e 1996, para as quais existem as matrizes originais do IBGE prontas e revisadas. Objetivando comparar os resultados dos indicadores econômicos da matriz de insumo-produto original disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada pela metodologia descrita, foram calculados os multiplicadores de produção tipo I, os índices de ligações intersetoriais de Rasmussen-Hirschman e puros normalizados (GHS). O referencial teórico e cálculos são apresentados a seguir.

3.1 Indicadores econômicos baseados em teoria insumo-produto

São descritos a seguir os indicadores econômicos baseados em teoria insumo-produto que foram calculados para as matrizes estimadas e originais disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

3.1.1 Índices de Rasmussen-Hirschman

Os índices de ligações de Rasmussen-Hirschman foram idealizados por Rasmussen (1956) e posteriormente desenvolvidos por Hirschman (1958) para identificar setores-chave na economia. Os valores calculados para os índices de ligações para trás indicam quanto o setor demanda de ou-

tros setores da economia, enquanto os índices de ligações para frente mostram o quanto o setor é demandado pelas outras indústrias.

Os índices se baseiam na equação $L = (I-A)^{-1}$, a matriz inversa de Leontief, podendo-se definir l_{ij} como sendo um elemento da matriz L e obter L^* , que é a média de todos os elementos de L , assim como calcular $L_{\bullet j}$ e $L_{i\bullet}$, que constituem as somas dos elementos de uma coluna e de uma linha típica de L , e n é o número total de setores na economia. Algebricamente, temos:

$$L_{i\bullet} = \sum_{j=1}^n l_{ij} \quad \text{e} \quad L_{\bullet j} = \sum_{i=1}^n l_{ij} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Assim, pode-se determinar:

Índices de ligações para trás (poder de dispersão):

$$U_j = [L_{\bullet j} / n] / L^* \quad (3)$$

Índices de ligações para frente (sensibilidade da dispersão):

$$U_i = [L_{i\bullet} / n] / L^* \quad (4)$$

Os valores calculados para os índices de ligações são relativos à média, considerando-se valores maiores que um para índices de ligações para trás ou para frente como indicadores de setores acima da média, sendo, portanto, considerados setores-chave para o crescimento da economia.

3.1.2 Abordagem GHS: índices puros de ligação

Os índices de ligações de Rasmussen-Hirschman não levam em consideração os níveis de produção de cada setor analisado. As tentativas de resolver ou minimizar esta deficiência tiveram início com os trabalhos de Cella (1984) e Clements (1990), sendo que Guilhoto *et al.* (1994) utilizaram os conceitos desenvolvidos por tais autores para calcular o índice puro de ligações, e que foi aprimorado em Guilhoto *et al.* (1996). A abordagem proposta acima determina a importância do setor para o resto da economia em termos da produção de cada setor e da interação deste com outros setores, minimizando as limitações dos índices de ligações para frente e para trás.

Os trabalhos de Guilhoto *et al.* (1994) e Guilhoto *et al.* (1996) procuram unir dois índices, criados para propósitos diferentes: os índices de ligações de Rasmussen-Hirschman e o proposto por Miyazawa (1976). O primeiro determina os impactos isolados de um setor no restante da economia e o segundo tem o propósito de determinar as fontes de variações na economia e o papel das ligações internas e externas aos setores considerados, no desenvolvimento destas variações.

Baseado em Guilhoto *et al.* (1996), o cálculo dos índices puros de ligação inicia-se pela definição de uma matriz A , que contém os coeficientes de insumos diretos do setor destacado j e o resto da economia:

$$A = \begin{bmatrix} A_{jj} & A_{jr} \\ A_{rj} & A_{rr} \end{bmatrix} \quad (5)$$

onde A_{jj} e A_{rr} são, respectivamente, matrizes que representam insumos diretos do setor j e do resto da economia; A_{rj} e A_{jr} representam matrizes dos insumos diretos comprados pelo setor j do resto da economia e os insumos diretos comprados pelo resto da economia do setor j . A matriz inversa de Leontief (L), quando considerada a matriz A definida acima, é dada por:

$$\mathbf{L} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} = \begin{bmatrix} \mathbf{L}_{jj} & \mathbf{L}_{jr} \\ \mathbf{L}_{rj} & \mathbf{L}_{rr} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta_{jj} & 0 \\ 0 & \Delta_{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta_j & 0 \\ 0 & \Delta_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{A}_{jr} \Delta_r \\ \mathbf{A}_{rj} & \mathbf{I} \end{bmatrix} \quad (6)$$

onde seus elementos são representados por:

$$\Delta_j = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{jj})^{-1} \quad (7)$$

$$\Delta_r = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{rr})^{-1} \quad (8)$$

$$\Delta_{jj} = (\mathbf{I} - \Delta_j \mathbf{A}_{jr} \Delta_r \mathbf{A}_{rj})^{-1} \quad (9)$$

$$\Delta_{rr} = (\mathbf{I} - \Delta_r \mathbf{A}_{rj} \Delta_j \mathbf{A}_{jr})^{-1} \quad (10)$$

A partir da matriz calculada em (6), pode-se calcular:

$$\mathbf{X} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{Y} \quad (11)$$

e derivar um conjunto de índices que podem ser usados para ordenar os setores tanto em termos de sua importância no valor da produção gerado quanto para verificar como ocorre o processo de produção na economia. Desenvolvendo a equação (11), pode-se obter:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{X}_j \\ \mathbf{X}_r \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta_{jj} & 0 \\ 0 & \Delta_{rr} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta_j & 0 \\ 0 & \Delta_r \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{A}_{jr} \Delta_r \\ \mathbf{A}_{rj} \Delta_j & \mathbf{I} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{Y}_j \\ \mathbf{Y}_r \end{pmatrix} \quad (12)$$

Realizando a multiplicação do lado esquerdo da equação, obtém-se:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{X}_j \\ \mathbf{X}_r \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta_{jj} & 0 \\ 0 & \Delta_{rr} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta_j \mathbf{Y}_j + \Delta_j \mathbf{A}_{jr} \Delta_r \mathbf{Y}_r \\ \Delta_r \mathbf{A}_{rj} \Delta_j \mathbf{Y}_j + \Delta_r \mathbf{Y}_r \end{pmatrix} \quad (13)$$

O índice puro de ligação para trás (*PBL*) e o índice puro de ligação para frente (*PFL*) são, pois, dados por:

$$PBL = \Delta_r \mathbf{A}_{rj} \mathbf{Y}_j \quad (14)$$

$$PFL = \Delta_j \mathbf{A}_{jr} \Delta_r \mathbf{Y}_r \quad (15)$$

O índice puro de ligação para trás representa o impacto do valor da produção total do setor j sobre o resto da economia, livre da demanda de insumos próprios e dos retornos do resto da economia para o setor. Por sua vez, o índice puro de ligação para frente representa o impacto do valor da produção total do resto da economia sobre o setor j . O índice puro total das ligações é a soma dos dois índices, expressos em valores correntes:

$$PTL = PBL + PFL \quad (16)$$

Pode-se calcular também os índices puros de ligações normalizados dividindo-se os índices puros pelo seu valor médio. O índice puro de ligação normalizado para trás é representado por *PBLN*:

$$PBLN = \frac{PBL}{PBLm} \quad (17)$$

onde $PBLm$ representa a média dos índices puros de ligação de todos os setores, dada por:

$$PBLm = \frac{\sum_{i=1}^n PBL_i}{n} \quad (18)$$

Procedimento análogo é realizado para calcular o índice puro normalizado para frente ($PFLN$) e o índice puro total de ligação normalizado ($PTLN$).

3.1.3 Multiplicadores de produção¹

Dado que $L = (I - A)^{-1}$ é a matriz inversa de Leontief, o multiplicador setorial de produção do setor j será:

$$MP_j = \sum_{i=1}^n l_{ij}, \quad j = 1, \dots, n \quad (19)$$

onde MP_j é o multiplicador de produção do tipo I e l_{ij} é um elemento da matriz inversa de Leontief. O valor calculado representa o valor total de produção de toda a economia que é acionado para atender à variação de uma unidade na demanda final do setor j .

3.2 Comparação dos resultados dos indicadores econômicos entre as matrizes estimadas e originais construídas pelo IBGE

A comparação entre os resultados obtidos para as matrizes estimadas e as originais foi dividida em uma análise da correlação dos valores e classificação dos setores e outra de acuidade, a qual busca avaliar as diferenças entre os valores.

3.2.1 Análise de correlação

Analisando os valores dos indicadores, que constam nas Tabelas 5, 6, 7, 8 e 9, nota-se que os valores dos índices de ligações intersetoriais calculados utilizando as matrizes disponibilizadas pelo IBGE e os indicadores econômicos calculados com base nas matrizes estimadas por meio da metodologia proposta são muito próximos para a maioria dos setores.

Os indicadores econômicos citados são importantes na identificação de setores-chave na economia, setores que deveriam ser privilegiados para investimentos e que seriam capazes de gerar crescimento econômico. A ordenação, ou classificação dos setores de acordo com os valores dos indicadores, é o principal fator de escolha dos setores-chave. Para comparar as duas classificações, uma baseando-se nos indicadores calculados com a matriz original do IBGE e a outra baseada nos valores obtidos com a matriz estimada utilizando-se a metodologia descrita anteriormente, foram calculados os índices de correlação de Pearson para as séries de valores e de Spearman para as ordenações. Para mais detalhes, ver Hoffmann (1982).

¹ Baseado em Miller e Blair (1985).

Tabela 5 – Multiplicadores de produção tipo I da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada pela proposta metodológica para o ano de 1994 e 1996

Setores/Ano índices	1994				1996				
	Original		Estimada		Original		Estimada		
	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	
1	Agropecuária	35	1,666	34	1,647	30	1,669	31	1,657
2	Extrativa Mineral	23	1,984	23	1,890	22	2,042	22	1,933
3	Petróleo e gás	33	1,681	35	1,605	34	1,599	36	1,534
4	Minerais não-metálicos	21	2,014	25	1,862	19	2,079	23	1,897
5	Siderurgia	1	2,590	1	2,512	2	2,598	1	2,509
6	Metalurgia de não-ferrosos	15	2,225	11	2,190	13	2,229	8	2,219
7	Outros Produtos Metalúrgicos	8	2,334	9	2,213	9	2,330	9	2,198
8	Máquinas e Equipamentos	26	1,844	27	1,778	28	1,804	30	1,714
9	Material Elétrico	12	2,287	15	2,107	10	2,271	14	2,109
10	Equipamentos Eletrônicos	29	1,719	28	1,776	31	1,664	29	1,792
11	Automóveis, caminhões e ônibus	7	2,355	12	2,158	17	2,184	12	2,116
12	Peças e outros veículos	13	2,265	17	2,097	8	2,334	16	2,093
13	Madeira e Mobiliário	20	2,051	20	1,950	21	2,057	21	1,957
14	Celulose, Papel e Gráfica	10	2,320	10	2,193	15	2,208	15	2,099
15	Indústria da Borracha	17	2,204	19	2,092	18	2,171	18	2,051
16	Elementos Químicos	24	1,960	22	1,902	23	2,035	20	1,965
17	Refino de Petróleo	28	1,763	32	1,740	26	1,894	25	1,873
18	Químicos Diversos	19	2,085	16	2,103	20	2,077	13	2,109
19	Farmacêuticos e Veterinários	27	1,819	24	1,869	27	1,842	24	1,888
20	Artigos Plásticos	22	1,994	21	1,930	24	1,934	26	1,866
21	Indústria Têxtil	11	2,311	7	2,250	12	2,234	10	2,184
22	Artigos do Vestuário	14	2,260	14	2,114	14	2,219	17	2,066
23	Calçados	16	2,219	18	2,093	16	2,206	19	2,048
24	Indústria do Café	4	2,452	2	2,375	4	2,492	3	2,408
25	Beneficiamento de Produtos Vegetais	18	2,186	13	2,126	11	2,244	11	2,169
26	Abate de Animais	6	2,414	3	2,341	6	2,369	5	2,303
27	Indústria de Laticínios	2	2,562	4	2,338	5	2,440	7	2,233
28	Fabricação de Açúcar	5	2,435	6	2,324	3	2,533	4	2,398
29	Fabricação de Óleos Vegetais	3	2,485	5	2,332	1	2,604	2	2,480
30	Outros Produtos Alimentares	9	2,333	8	2,231	7	2,343	6	2,251
31	Indústrias Diversas	25	1,847	30	1,760	25	1,911	28	1,816
32	Serviços Industriais de Utilidade Pública	30	1,715	29	1,769	36	1,570	34	1,614
33	Construção Civil	32	1,698	31	1,741	33	1,610	32	1,644
34	Comércio	36	1,585	36	1,581	32	1,642	33	1,635
35	Transportes	34	1,678	26	1,822	29	1,760	27	1,822
36	Comunicações	39	1,347	39	1,351	40	1,264	40	1,273
37	Instituições Financeiras	40	1,218	40	1,218	39	1,400	39	1,397
38	Serviços Prestados às Famílias	31	1,708	33	1,731	35	1,597	35	1,608
39	Serviços Prestados às Empresas	38	1,438	38	1,427	38	1,412	38	1,400
40	Aluguel de Imóveis	42	1,143	42	1,145	42	1,064	42	1,065
41	Administração Pública	37	1,468	37	1,471	37	1,416	37	1,420
42	Serviços Privados não-mercantis	41	1,147	41	1,145	41	1,119	41	1,117

Tabela 6 – Índices de ligações intersetoriais de Rasmussen-Hirschmann da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada pela proposta metodológica para o ano de 1994

Setores	Para trás				Para frente				
	Original		Estimada		Original		Estimada		
	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	
1	Agropecuária	35	0,845	34	0,861	1	3,498	1	3,307
2	Extrativa Mineral	23	1,006	23	0,988	24	0,757	24	0,774
3	Petróleo e gás	33	0,853	35	0,839	21	0,799	20	0,812
4	Minerais não-metálicos	21	1,021	25	0,974	14	0,937	16	0,887
5	Siderurgia	1	1,314	1	1,314	3	1,794	4	1,744
6	Metalurgia de não-ferrosos	15	1,128	11	1,146	13	1,025	13	1,009
7	Outros Produtos Metalúrgicos	8	1,184	9	1,157	8	1,298	9	1,204
8	Máquinas e Equipamentos	26	0,935	27	0,930	10	1,215	12	1,097
9	Material Elétrico	12	1,160	15	1,102	26	0,722	27	0,698
10	Equipamentos Eletrônicos	29	0,872	28	0,929	38	0,603	35	0,654
11	Automóveis, caminhões e ônibus	7	1,194	12	1,129	40	0,540	40	0,549
12	Peças e outros veículos	13	1,149	17	1,097	15	0,931	15	0,906
13	Madeira e Mobiliário	20	1,040	20	1,020	29	0,698	30	0,690
14	Celulose, Papel e Gráfica	10	1,177	10	1,147	12	1,137	11	1,145
15	Indústria da Borracha	17	1,118	19	1,094	17	0,906	17	0,862
16	Elementos Químicos	24	0,994	22	0,995	16	0,924	14	0,957
17	Refino de Petróleo	28	0,894	32	0,910	2	2,704	2	2,684
18	Químicos Diversos	19	1,057	16	1,100	9	1,282	8	1,250
19	Farmacêuticos e Veterinários	27	0,922	24	0,977	39	0,548	39	0,589
20	Artigos Plásticos	22	1,011	21	1,010	19	0,815	22	0,803
21	Indústria Têxtil	11	1,172	7	1,177	7	1,360	7	1,303
22	Artigos do Vestuário	14	1,146	14	1,106	41	0,521	41	0,534
23	Calçados	16	1,125	18	1,095	37	0,619	38	0,623
24	Indústria do Café	4	1,244	2	1,242	31	0,684	32	0,680
25	Beneficiamento de Produtos Vegetais	18	1,109	13	1,112	36	0,658	34	0,657
26	Abate de Animais	6	1,224	3	1,224	34	0,663	36	0,650
27	Indústria de Laticínios	2	1,299	4	1,223	35	0,663	37	0,648
28	Fabricação de Açúcar	5	1,235	6	1,216	28	0,700	29	0,694
29	Fabricação de Óleos Vegetais	3	1,261	5	1,220	23	0,783	23	0,797
30	Outros Produtos Alimentares	9	1,183	8	1,167	25	0,728	25	0,723
31	Indústrias Diversas	25	0,937	30	0,921	30	0,692	33	0,662
32	Serviços Industriais de Utilidade Pública	30	0,870	29	0,925	5	1,586	5	1,587
33	Construção Civil	32	0,861	31	0,910	32	0,669	31	0,688
34	Comércio	36	0,804	36	0,827	4	1,707	3	2,147
35	Transportes	34	0,851	26	0,953	6	1,394	6	1,406
36	Comunicações	39	0,683	39	0,707	27	0,707	26	0,710
37	Instituições Financeiras	40	0,618	40	0,637	18	0,817	18	0,835
38	Serviços Prestados às Famílias	31	0,866	33	0,906	20	0,808	19	0,827
39	Serviços Prestados às Empresas	38	0,729	38	0,746	11	1,148	10	1,184
40	Aluguel de Imóveis	42	0,579	42	0,599	33	0,667	28	0,694
41	Administração Pública	37	0,744	37	0,770	22	0,790	21	0,807
42	Serviços Privados não-mercantis	41	0,582	41	0,599	42	0,507	42	0,523

Tabela 7 – Índices de ligações intersetoriais de Rasmussen-Hirschmann da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada pela proposta metodológica para o ano de 1996

Setores	Para trás				Para frente				
	Original		Estimada		Original		Estimada		
	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	
1	Agropecuária	30	0,850	31	0,871	1	3,498	1	3,341
2	Extrativa Mineral	22	1,040	22	1,016	25	0,771	24	0,789
3	Petróleo e gás	34	0,814	36	0,806	19	0,853	17	0,865
4	Minerais não-metálicos	19	1,059	23	0,997	16	0,915	18	0,860
5	Siderurgia	2	1,323	1	1,318	3	1,721	4	1,668
6	Metalurgia de não-ferrosos	13	1,135	8	1,166	14	1,021	14	1,012
7	Outros Produtos Metalúrgicos	9	1,187	9	1,155	10	1,263	11	1,164
8	Máquinas e Equipamentos	28	0,919	30	0,901	12	1,167	13	1,040
9	Material Elétrico	10	1,157	14	1,108	28	0,706	29	0,689
10	Equipamentos Eletrônicos	31	0,848	29	0,942	38	0,569	34	0,648
11	Automóveis, caminhões e ônibus	17	1,112	12	1,112	40	0,538	40	0,549
12	Peças e outros veículos	8	1,189	16	1,100	15	0,918	16	0,889
13	Madeira e Mobiliário	21	1,048	21	1,029	30	0,690	30	0,684
14	Celulose, Papel e Gráfica	15	1,124	15	1,103	11	1,210	10	1,213
15	Indústria da Borracha	18	1,105	18	1,078	18	0,886	21	0,834
16	Elementos Químicos	23	1,036	20	1,032	17	0,888	15	0,917
17	Refino de Petróleo	26	0,965	25	0,984	2	2,451	2	2,423
18	Químicos Diversos	20	1,058	13	1,108	9	1,273	9	1,251
19	Farmacêuticos e Veterinários	27	0,938	24	0,992	39	0,543	39	0,584
20	Artigos Plásticos	24	0,985	26	0,980	20	0,847	20	0,834
21	Indústria Têxtil	12	1,138	10	1,148	7	1,356	8	1,290
22	Artigos do Vestuário	14	1,130	17	1,086	41	0,521	41	0,535
23	Calçados	16	1,123	19	1,076	37	0,624	38	0,620
24	Indústria do Café	4	1,269	3	1,265	31	0,677	31	0,673
25	Beneficiamento de Produtos Vegetais	11	1,143	11	1,140	32	0,669	32	0,668
26	Abate de Animais	6	1,206	5	1,210	36	0,648	36	0,636
27	Indústria de Laticínios	5	1,243	7	1,173	33	0,658	35	0,646
28	Fabricação de Açúcar	3	1,290	4	1,260	29	0,704	28	0,696
29	Fabricação de Óleos Vegetais	1	1,326	2	1,303	21	0,838	19	0,849
30	Outros Produtos Alimentares	7	1,193	6	1,183	27	0,733	27	0,729
31	Indústrias Diversas	25	0,973	28	0,954	34	0,655	37	0,630
32	Serviços Industriais de Utilidade Pública	36	0,799	34	0,848	5	1,475	5	1,464
33	Construção Civil	33	0,820	32	0,864	35	0,649	33	0,667
34	Comércio	32	0,836	33	0,859	4	1,667	3	2,101
35	Transportes	29	0,896	27	0,957	6	1,389	6	1,383
36	Comunicações	40	0,644	40	0,669	24	0,779	25	0,783
37	Instituições Financeiras	39	0,713	39	0,734	13	1,057	12	1,073
38	Serviços Prestados às Famílias	35	0,813	35	0,845	22	0,811	22	0,831
39	Serviços Prestados às Empresas	38	0,719	38	0,735	8	1,310	7	1,352
40	Aluguel de Imóveis	42	0,542	42	0,560	26	0,744	26	0,776
41	Administração Pública	37	0,721	37	0,746	23	0,802	23	0,819
42	Serviços Privados não-mercantis	41	0,570	41	0,587	42	0,509	42	0,525

Tabela 8 – Índices de ligações intersetoriais puros normalizados (GHS) da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada pela proposta metodológica para o ano de 1994

Setores	Para trás				Para frente				
	Original		Estimada		Original		Estimada		
	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	
1	Agropecuária	10	1,416	10	1,561	1	5,185	1	4,952
2	Extrativa Mineral	32	0,253	33	0,231	32	0,325	32	0,328
3	Petróleo e gás	42	-0,012	42	-0,011	26	0,524	26	0,530
4	Minerais não-metálicos	39	0,104	39	0,104	9	1,448	9	1,457
5	Siderurgia	26	0,407	28	0,374	7	1,721	7	1,762
6	Metalurgia de não-ferrosos	34	0,205	34	0,198	22	0,624	20	0,645
7	Outros Produtos Metalúrgicos	28	0,381	26	0,405	8	1,669	8	1,652
8	Máquinas e Equipamentos	13	0,990	12	1,044	13	1,176	15	0,985
9	Material Elétrico	17	0,711	15	0,697	27	0,524	27	0,475
10	Equipamentos Eletrônicos	18	0,663	19	0,617	37	0,100	36	0,108
11	Automóveis, caminhões e ônibus	5	2,017	6	1,771	39	0,058	39	0,055
12	Peças e outros veículos	15	0,732	17	0,665	14	1,096	13	1,123
13	Madeira e Mobiliário	19	0,632	18	0,619	30	0,429	29	0,406
14	Celulose, Papel e Gráfica	25	0,416	27	0,398	12	1,248	12	1,237
15	Indústria da Borracha	41	0,077	41	0,071	23	0,583	23	0,601
16	Elementos Químicos	21	0,548	24	0,484	16	0,808	16	0,853
17	Refino de Petróleo	31	0,254	32	0,274	2	4,159	2	4,132
18	Químicos Diversos	35	0,177	35	0,178	10	1,435	10	1,448
19	Farmacêuticos e Veterinários	16	0,730	16	0,667	35	0,132	35	0,187
20	Artigos Plásticos	40	0,082	40	0,082	19	0,680	18	0,682
21	Indústria Têxtil	27	0,388	25	0,420	15	1,095	14	1,026
22	Artigos do Vestuário	12	1,125	13	1,011	41	0,024	41	0,021
23	Calçados	23	0,519	23	0,484	40	0,040	40	0,035
24	Indústria do Café	22	0,542	21	0,552	38	0,069	38	0,072
25	Beneficiamento de Produtos Vegetais	9	1,613	9	1,604	29	0,433	30	0,403
26	Abate de Animais	7	1,728	7	1,743	33	0,273	33	0,253
27	Indústria de Laticínios	20	0,608	20	0,575	36	0,107	37	0,099
28	Fabricação de Açúcar	29	0,365	29	0,370	34	0,249	34	0,236
29	Fabricação de Óleos Vegetais	14	0,833	14	0,754	31	0,422	28	0,418
30	Outros Produtos Alimentares	6	1,981	5	1,910	17	0,732	17	0,720
31	Indústrias Diversas	33	0,248	31	0,287	28	0,445	31	0,369
32	Serviços Industriais de Utilidade Pública	30	0,308	30	0,309	6	1,917	6	1,889
33	Construção Civil	1	5,487	1	5,905	25	0,562	25	0,567
34	Comércio	4	2,790	4	2,500	3	3,207	3	3,811
35	Transportes	11	1,267	11	1,418	5	1,990	5	1,939
36	Comunicações	36	0,153	36	0,162	21	0,629	22	0,618
37	Instituições Financeiras	8	1,725	8	1,740	18	0,691	19	0,676
38	Serviços Prestados às Famílias	3	3,726	3	3,904	11	1,385	11	1,390
39	Serviços Prestados às Empresas	37	0,110	38	0,108	4	2,589	4	2,618
40	Aluguel de Imóveis	24	0,513	22	0,527	24	0,578	24	0,583
41	Administração Pública	2	5,080	2	5,177	20	0,640	21	0,640
42	Serviços Privados não-mercantis	38	0,110	37	0,109	42	0,000	42	0,000

Tabela 9 – Índices de ligações intersetoriais puros normalizados (GHS) da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada pela proposta metodológica para o ano de 1996

Setores	Para trás				Para frente				
	Original		Estimada		Original		Estimada		
	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	ordem	valor	
1	Agropecuária	10	1,332	10	1,462	1	5,144	1	4,954
2	Extrativa Mineral	32	0,240	32	0,216	32	0,325	31	0,329
3	Petróleo e gás	42	0,010	42	0,009	25	0,568	25	0,575
4	Minerais não-metálicos	37	0,134	37	0,133	12	1,290	12	1,296
5	Siderurgia	28	0,350	28	0,325	8	1,567	7	1,594
6	Metalurgia de não-ferrosos	33	0,214	33	0,213	23	0,612	23	0,622
7	Outros Produtos Metalúrgicos	27	0,352	25	0,380	7	1,585	8	1,563
8	Máquinas e Equipamentos	16	0,776	13	0,834	15	1,098	16	0,899
9	Material Elétrico	17	0,756	16	0,737	27	0,504	29	0,451
10	Equipamentos Eletrônicos	13	0,829	14	0,766	37	0,085	37	0,103
11	Automóveis, caminhões e ônibus	6	2,195	6	2,115	38	0,054	39	0,051
12	Peças e outros veículos	20	0,629	20	0,554	14	1,122	13	1,165
13	Madeira e Mobiliário	19	0,647	18	0,635	30	0,417	30	0,391
14	Celulose, Papel e Gráfica	25	0,353	27	0,353	9	1,431	10	1,401
15	Indústria da Borracha	41	0,061	41	0,058	26	0,539	26	0,554
16	Elementos Químicos	24	0,426	24	0,382	21	0,742	19	0,767
17	Refino de Petróleo	36	0,173	34	0,213	2	3,650	3	3,592
18	Químicos Diversos	35	0,181	36	0,173	10	1,400	9	1,425
19	Farmacêuticos e Veterinários	15	0,782	17	0,710	36	0,111	35	0,173
20	Artigos Plásticos	40	0,097	39	0,100	19	0,764	20	0,762
21	Indústria Têxtil	29	0,291	29	0,325	16	1,061	15	0,994
22	Artigos do Vestuário	12	1,077	12	0,957	41	0,021	41	0,018
23	Calçados	23	0,438	23	0,408	40	0,038	40	0,033
24	Indústria do Café	22	0,492	22	0,499	39	0,052	38	0,055
25	Beneficiamento de Produtos Vegetais	7	1,725	8	1,704	29	0,489	28	0,458
26	Abate de Animais	8	1,693	7	1,711	33	0,233	33	0,217
27	Indústria de Laticínios	18	0,662	19	0,623	35	0,112	36	0,104
28	Fabricação de Açúcar	26	0,353	26	0,353	34	0,224	34	0,213
29	Fabricação de Óleos Vegetais	14	0,801	15	0,758	28	0,497	27	0,492
30	Outros Produtos Alimentares	5	2,222	5	2,152	20	0,761	21	0,742
31	Indústrias Diversas	30	0,271	30	0,311	31	0,361	32	0,288
32	Serviços Industriais de Utilidade Pública	31	0,245	31	0,246	6	1,736	6	1,703
33	Construção Civil	2	5,236	1	5,607	24	0,583	24	0,589
34	Comércio	4	3,167	4	2,808	3	3,102	2	3,730
35	Transportes	11	1,284	11	1,395	5	1,918	5	1,873
36	Comunicações	34	0,187	35	0,197	18	0,799	18	0,785
37	Instituições Financeiras	9	1,479	9	1,492	13	1,133	14	1,118
38	Serviços Prestados às Famílias	3	3,781	3	3,906	11	1,395	11	1,399
39	Serviços Prestados às Empresas	38	0,117	38	0,113	4	3,012	4	3,048
40	Aluguel de Imóveis	21	0,534	21	0,548	17	0,819	17	0,828
41	Administração Pública	1	5,309	2	5,421	22	0,646	22	0,646
42	Serviços Privados não-mercantis	39	0,098	40	0,098	42	0,000	42	0,000

A Tabela 10 possui os valores dos índices de correlação de Pearson para os valores dos indicadores econômicos calculados e do índice de correlação de Spearman para a comparação das classificações. Os valores do índice de Pearson são muito próximos de um, o que indica uma relação próxima entre os valores dos indicadores econômicos calculados com a matriz original e a estimada. Os valores do índice de Spearman são todos significativos ao nível $\alpha = 0,01$ (teste unilateral, H_0 : correlação é igual a zero), rejeitando-se a hipótese de que não existe relação entre as classificações ou *rankings*.

Tabela 10 – Índices de correlação de Pearson para valores dos índices de ligações intersetoriais e multiplicador tipo I e de Spearman para ordenação e teste-t

Índices de correlação	Multiplicador Tipo I	1994				1996				
		Rasmussen-Hirschman		Índices puros normalizados		Rasmussen-Hirschman		Índices puros normalizados		
		trás	frente	trás	frente	trás	frente	trás	frente	
Pearson	0,987	0,987	0,990	0,997	0,995	0,986	0,986	0,989	0,998	0,995
Spearman*	0,832	0,832	0,948	0,971	0,980	0,840	0,840	0,959	0,978	0,984

* todos os valores significativos a $\alpha = 0,01$ (unilateral).

3.2.2 Análise de acuidade

A análise de correlação mostrou que há uma relação próxima das séries de resultados dos indicadores econômicos das matrizes de insumo-produto estimadas e originais. No entanto, esta avaliação pode esconder grandes diferenças dos indicadores e, portanto, torna-se importante verificar as diferenças dos valores individuais calculados para os setores.

As Tabelas 11 a 15 mostram as diferenças dos valores obtidos dos indicadores econômicos das matrizes de insumo-produto estimadas e originais para os anos de 1994 e 1996 do Brasil. A Tabela 11 apresenta as diferenças dos valores do multiplicador de produção. Observa-se que para as duas séries de resultados (1994/96) apenas um setor (12 - Peças e outros veículos) possui erro acima de 10% do valor. O erro permanece abaixo de 5% para 30 dos 42 setores da economia para os dois anos analisados.

As Tabelas 12 a 15 apresentam os índices de ligações intersetoriais. Observa-se que ocorrem grandes variações (erros) para alguns setores, chegando a mais de 50% (setor 19 - Farmacêuticos e veterinários para o índice para frente GHS em 1996). É importante notar que não há correlação entre os erros das séries entre anos 1994/96 ou entre indicadores econômicos; além disso os percentuais dos desvios calculados em relação aos resultados obtidos para as matrizes de insumo-produto originais podem ser positivos ou negativos.

Os resultados obtidos para os índices de ligações intersetoriais para trás apresentam maiores erros (desvios) para os setores 1 - Agropecuária, 10 - Equipamentos eletrônicos, 16 - Elementos químicos, 17 - Refino de petróleo e 35 - Transportes, dependendo do indicador analisado.

A análise dos resultados para os índices de ligações intersetoriais para frente indica que as maiores diferenças (erros) são encontradas para os setores de 8 - Máquinas e equipamentos, 12 - Equipamentos eletrônicos e 34 - Comércio. No caso dos resultados dos índices de ligações intersetoriais puros normalizados (GHS), o setor 19 - Farmacêuticos e veterinários também apresenta desvios importantes em relação aos valores das matrizes originais.

Analisando os resultados nota-se que os erros não apresentam o mesmo comportamento para as duas séries de anos ou entre os indicadores econômicos analisados, portanto, o erro não pode ser previsto.

Tabela 11 – Diferenças dos valores do multiplicador de produção tipo I da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada pela proposta metodológica para os anos de 1994 e 1996

Setores/Ano índices	1994				1996			
	Valor		Diferenças		Valor		Diferenças	
	Original	Estimada	valor	%	Original	Estimada	valor	%
1 Agropecuária	1,666	1,647	0,019	1,1	1,669	1,657	0,012	0,7
2 Extrativa Mineral	1,984	1,890	0,094	4,7	2,042	1,933	0,109	5,3
3 Petróleo e gás	1,681	1,605	0,076	4,5	1,599	1,534	0,065	4,1
4 Minerais não-metálicos	2,014	1,862	0,152	7,5	2,079	1,897	0,182	8,8
5 Siderurgia	2,590	2,512	0,078	3,0	2,598	2,509	0,089	3,4
6 Metalurgia de não-ferrosos	2,225	2,190	0,035	1,6	2,229	2,219	0,010	0,4
7 Outros Produtos Metalúrgicos	2,334	2,213	0,121	5,2	2,330	2,198	0,132	5,7
8 Máquinas e Equipamentos	1,844	1,778	0,066	3,6	1,804	1,714	0,090	5,0
9 Material Elétrico	2,287	2,107	0,180	7,9	2,271	2,109	0,162	7,1
10 Equipamentos Eletrônicos	1,719	1,776	-0,057	-3,3	1,664	1,792	-0,128	-7,7
11 Automóveis, caminhões e ônibus	2,355	2,158	0,197	8,4	2,184	2,116	0,068	3,1
12 Peças e outros veículos	2,265	2,097	0,168	7,4	2,334	2,093	0,241	10,3
13 Madeira e Mobiliário	2,051	1,950	0,101	4,9	2,057	1,957	0,100	4,9
14 Celulose, Papel e Gráfica	2,320	2,193	0,127	5,5	2,208	2,099	0,109	4,9
15 Indústria da Borracha	2,204	2,092	0,112	5,1	2,171	2,051	0,120	5,5
16 Elementos Químicos	1,960	1,902	0,058	3,0	2,035	1,965	0,070	3,4
17 Refino de Petróleo	1,763	1,740	0,023	1,3	1,894	1,873	0,021	1,1
18 Químicos Diversos	2,085	2,103	-0,018	-0,9	2,077	2,109	-0,032	-1,5
19 Farmacêuticos e Veterinários	1,819	1,869	-0,050	-2,7	1,842	1,888	-0,046	-2,5
20 Artigos Plásticos	1,994	1,930	0,064	3,2	1,934	1,866	0,068	3,5
21 Indústria Têxtil	2,311	2,250	0,061	2,6	2,234	2,184	0,050	2,2
22 Artigos do Vestuário	2,260	2,114	0,146	6,5	2,219	2,066	0,153	6,9
23 Calçados	2,219	2,093	0,126	5,7	2,206	2,048	0,158	7,2
24 Indústria do Café	2,452	2,375	0,077	3,1	2,492	2,408	0,084	3,4
25 Beneficiamento de Produtos Vegetais	2,186	2,126	0,060	2,7	2,244	2,169	0,075	3,3
26 Abate de Animais	2,414	2,341	0,073	3,0	2,369	2,303	0,066	2,8
27 Indústria de Laticínios	2,562	2,338	0,224	8,7	2,440	2,233	0,207	8,5
28 Fabricação de Açúcar	2,435	2,324	0,111	4,6	2,533	2,398	0,135	5,3
29 Fabricação de Óleos Vegetais	2,485	2,332	0,153	6,2	2,604	2,480	0,124	4,8
30 Outros Produtos Alimentares	2,333	2,231	0,102	4,4	2,343	2,251	0,092	3,9
31 Indústrias Diversas	1,847	1,760	0,087	4,7	1,911	1,816	0,095	5,0
32 Serviços Industriais de Utilidade Pública	1,715	1,769	-0,054	-3,1	1,570	1,614	-0,044	-2,8
33 Construção Civil	1,698	1,741	-0,043	-2,5	1,610	1,644	-0,034	-2,1
34 Comércio	1,585	1,581	0,004	0,3	1,642	1,635	0,007	0,4
35 Transportes	1,678	1,822	-0,144	-8,6	1,760	1,822	-0,062	-3,5
36 Comunicações	1,347	1,351	-0,004	-0,3	1,264	1,273	-0,009	-0,7
37 Instituições Financeiras	1,218	1,218	0,000	0,0	1,400	1,397	0,003	0,2
38 Serviços Prestados às Famílias	1,708	1,731	-0,023	-1,3	1,597	1,608	-0,011	-0,7
39 Serviços Prestados às Empresas	1,438	1,427	0,011	0,8	1,412	1,400	0,012	0,8
40 Aluguel de Imóveis	1,143	1,145	-0,002	-0,2	1,064	1,065	-0,001	-0,1
41 Administração Pública	1,468	1,471	-0,003	-0,2	1,416	1,420	-0,004	-0,3
42 Serviços Privados não-mercantis	1,147	1,145	0,002	0,2	1,119	1,117	0,002	0,2

Tabela 12 – Diferenças dos índices de ligações intersetoriais de Rasmussen-Hirschman para trás e para frente da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada para o ano de 1994

Setores/Ano índices	Índices para trás				Índices para frente			
	Valor		Diferenças		Valor		Diferenças	
	Original	Estimada	valor	%	Original	Estimada	valor	%
1 Agropecuária	0,845	0,861	-0,016	-1,9	3,498	3,307	0,191	5,5
2 Extrativa Mineral	1,006	0,988	0,018	1,8	0,757	0,774	-0,017	-2,2
3 Petróleo e gás	0,853	0,839	0,014	1,6	0,799	0,812	-0,013	-1,6
4 Minerais não-metálicos	1,021	0,974	0,047	4,6	0,937	0,887	0,050	5,3
5 Siderurgia	1,314	1,314	0,000	0,0	1,794	1,744	0,050	2,8
6 Metalurgia de não-ferrosos	1,128	1,146	-0,018	-1,6	1,025	1,009	0,016	1,6
7 Outros Produtos Metalúrgicos	1,184	1,157	0,027	2,3	1,298	1,204	0,094	7,2
8 Máquinas e Equipamentos	0,935	0,930	0,005	0,5	1,215	1,097	0,118	9,7
9 Material Elétrico	1,160	1,102	0,058	5,0	0,722	0,698	0,024	3,3
10 Equipamentos Eletrônicos	0,872	0,929	-0,057	-6,5	0,603	0,654	-0,051	-8,5
11 Automóveis, caminhões e ônibus	1,194	1,129	0,065	5,4	0,540	0,549	-0,009	-1,7
12 Peças e outros veículos	1,149	1,097	0,052	4,5	0,931	0,906	0,025	2,7
13 Madeira e Mobiliário	1,040	1,020	0,020	1,9	0,698	0,690	0,008	1,1
14 Celulose, Papel e Gráfica	1,177	1,147	0,030	2,5	1,137	1,145	-0,008	-0,7
15 Indústria da Borracha	1,118	1,094	0,024	2,1	0,906	0,862	0,044	4,9
16 Elementos Químicos	0,994	0,995	-0,001	-0,1	0,924	0,957	-0,033	-3,6
17 Refino de Petróleo	0,894	0,910	-0,016	-1,8	2,704	2,684	0,020	0,7
18 Químicos Diversos	1,057	1,100	-0,043	-4,1	1,282	1,250	0,032	2,5
19 Farmacêuticos e Veterinários	0,922	0,977	-0,055	-6,0	0,548	0,589	-0,041	-7,5
20 Artigos Plásticos	1,011	1,010	0,001	0,1	0,815	0,803	0,012	1,5
21 Indústria Têxtil	1,172	1,177	-0,005	-0,4	1,360	1,303	0,057	4,2
22 Artigos do Vestuário	1,146	1,106	0,040	3,5	0,521	0,534	-0,013	-2,5
23 Calçados	1,125	1,095	0,030	2,7	0,619	0,623	-0,004	-0,6
24 Indústria do Café	1,244	1,242	0,002	0,2	0,684	0,680	0,004	0,6
25 Beneficiamento de Produtos Vegetais	1,109	1,112	-0,003	-0,3	0,658	0,657	0,001	0,2
26 Abate de Animais	1,224	1,224	0,000	0,0	0,663	0,650	0,013	2,0
27 Indústria de Laticínios	1,299	1,223	0,076	5,9	0,663	0,648	0,015	2,3
28 Fabricação de Açúcar	1,235	1,216	0,019	1,5	0,700	0,694	0,006	0,9
29 Fabricação de Óleos Vegetais	1,261	1,220	0,041	3,3	0,783	0,797	-0,014	-1,8
30 Outros Produtos Alimentares	1,183	1,167	0,016	1,4	0,728	0,723	0,005	0,7
31 Indústrias Diversas	0,937	0,921	0,016	1,7	0,692	0,662	0,030	4,3
32 Serviços Industriais de Utilidade Pública	0,870	0,925	-0,055	-6,3	1,586	1,587	-0,001	-0,1
33 Construção Civil	0,861	0,910	-0,049	-5,7	0,669	0,688	-0,019	-2,8
34 Comércio	0,804	0,827	-0,023	-2,9	1,707	2,147	-0,440	-25,8
35 Transportes	0,851	0,953	-0,102	-12,0	1,394	1,406	-0,012	-0,9
36 Comunicações	0,683	0,707	-0,024	-3,5	0,707	0,710	-0,003	-0,4
37 Instituições Financeiras	0,618	0,637	-0,019	-3,1	0,817	0,835	-0,018	-2,2
38 Serviços Prestados às Famílias	0,866	0,906	-0,040	-4,6	0,808	0,827	-0,019	-2,4
39 Serviços Prestados às Empresas	0,729	0,746	-0,017	-2,3	1,148	1,184	-0,036	-3,1
40 Aluguel de Imóveis	0,579	0,599	-0,020	-3,5	0,667	0,694	-0,027	-4,0
41 Administração Pública	0,744	0,770	-0,026	-3,5	0,790	0,807	-0,017	-2,2
42 Serviços Privados não-mercantis	0,582	0,599	-0,017	-2,9	0,507	0,523	-0,016	-3,2

Tabela 13 – Diferenças dos índices de ligações intersetoriais de Rasmussen-Hirschman para trás e para frente da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada para o ano de 1996

Setores/Ano índices	Índices para trás				Índices para frente			
	Valor		Diferenças		Valor		Diferenças	
	Original	Estimada	valor	%	Original	Estimada	valor	%
1 Agropecuária	0,850	0,871	-0,021	-2,5	3,498	3,341	0,157	4,5
2 Extrativa Mineral	1,040	1,016	0,024	2,3	0,771	0,789	-0,018	-2,3
3 Petróleo e gás	0,814	0,806	0,008	1,0	0,853	0,865	-0,012	-1,4
4 Minerais não-metálicos	1,059	0,997	0,062	5,9	0,915	0,860	0,055	6,0
5 Siderurgia	1,323	1,318	0,005	0,4	1,721	1,668	0,053	3,1
6 Metalurgia de não-ferrosos	1,135	1,166	-0,031	-2,7	1,021	1,012	0,009	0,9
7 Outros Produtos Metalúrgicos	1,187	1,155	0,032	2,7	1,263	1,164	0,099	7,8
8 Máquinas e Equipamentos	0,919	0,901	0,018	2,0	1,167	1,040	0,127	10,9
9 Material Elétrico	1,157	1,108	0,049	4,2	0,706	0,689	0,017	2,4
10 Equipamentos Eletrônicos	0,848	0,942	-0,094	-11,1	0,569	0,648	-0,079	-13,9
11 Automóveis, caminhões e ônibus	1,112	1,112	0,000	0,0	0,538	0,549	-0,011	-2,0
12 Peças e outros veículos	1,189	1,100	0,089	7,5	0,918	0,889	0,029	3,2
13 Madeira e Mobiliário	1,048	1,029	0,019	1,8	0,690	0,684	0,006	0,9
14 Celulose, Papel e Gráfica	1,124	1,103	0,021	1,9	1,210	1,213	-0,003	-0,2
15 Indústria da Borracha	1,105	1,078	0,027	2,4	0,886	0,834	0,052	5,9
16 Elementos Químicos	1,036	1,032	0,004	0,4	0,888	0,917	-0,029	-3,3
17 Refino de Petróleo	0,965	0,984	-0,019	-2,0	2,451	2,423	0,028	1,1
18 Químicos Diversos	1,058	1,108	-0,050	-4,7	1,273	1,251	0,022	1,7
19 Farmacêuticos e Veterinários	0,938	0,992	-0,054	-5,8	0,543	0,584	-0,041	-7,6
20 Artigos Plásticos	0,985	0,980	0,005	0,5	0,847	0,834	0,013	1,5
21 Indústria Têxtil	1,138	1,148	-0,010	-0,9	1,356	1,290	0,066	4,9
22 Artigos do Vestuário	1,130	1,086	0,044	3,9	0,521	0,535	-0,014	-2,7
23 Calçados	1,123	1,076	0,047	4,2	0,624	0,620	0,004	0,6
24 Indústria do Café	1,269	1,265	0,004	0,3	0,677	0,673	0,004	0,6
25 Beneficiamento de Produtos Vegetais	1,143	1,140	0,003	0,3	0,669	0,668	0,001	0,1
26 Abate de Animais	1,206	1,210	-0,004	-0,3	0,648	0,636	0,012	1,9
27 Indústria de Laticínios	1,243	1,173	0,070	5,6	0,658	0,646	0,012	1,8
28 Fabricação de Açúcar	1,290	1,260	0,030	2,3	0,704	0,696	0,008	1,1
29 Fabricação de Óleos Vegetais	1,326	1,303	0,023	1,7	0,838	0,849	-0,011	-1,3
30 Outros Produtos Alimentares	1,193	1,183	0,010	0,8	0,733	0,729	0,004	0,5
31 Indústrias Diversas	0,973	0,954	0,019	2,0	0,655	0,630	0,025	3,8
32 Serviços Industriais de Utilidade Pública	0,799	0,848	-0,049	-6,1	1,475	1,464	0,011	0,7
33 Construção Civil	0,820	0,864	-0,044	-5,4	0,649	0,667	-0,018	-2,8
34 Comércio	0,836	0,859	-0,023	-2,8	1,667	2,101	-0,434	-26,0
35 Transportes	0,896	0,957	-0,061	-6,8	1,389	1,383	0,006	0,4
36 Comunicações	0,644	0,669	-0,025	-3,9	0,779	0,783	-0,004	-0,5
37 Instituições Financeiras	0,713	0,734	-0,021	-2,9	1,057	1,073	-0,016	-1,5
38 Serviços Prestados às Famílias	0,813	0,845	-0,032	-3,9	0,811	0,831	-0,020	-2,5
39 Serviços Prestados às Empresas	0,719	0,735	-0,016	-2,2	1,310	1,352	-0,042	-3,2
40 Aluguel de Imóveis	0,542	0,560	-0,018	-3,3	0,744	0,776	-0,032	-4,3
41 Administração Pública	0,721	0,746	-0,025	-3,5	0,802	0,819	-0,017	-2,1
42 Serviços Privados não-mercantis	0,570	0,587	-0,017	-3,0	0,509	0,525	-0,016	-3,1

Tabela 14 – Diferenças dos índices de ligações intersetoriais puros normalizados (GHS) para trás e para frente da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada para o ano de 1994

Setores/Ano índices	Índices para trás				Índices para frente			
	Valor		Diferenças		Valor		Diferenças	
	Original	Estimada	valor	%	Original	Estimada	valor	%
1 Agropecuária	1,416	1,561	-0,145	-10,2	5,185	4,952	0,233	4,5
2 Extrativa Mineral	0,253	0,231	0,022	8,7	0,325	0,328	-0,003	-0,9
3 Petróleo e gás	-0,012	-0,011	-0,001	8,3	0,524	0,530	-0,006	-1,1
4 Minerais não-metálicos	0,104	0,104	0,000	0,0	1,448	1,457	-0,009	-0,6
5 Siderurgia	0,407	0,374	0,033	8,1	1,721	1,762	-0,041	-2,4
6 Metalurgia de não-ferrosos	0,205	0,198	0,007	3,4	0,624	0,645	-0,021	-3,4
7 Outros Produtos Metalúrgicos	0,381	0,405	-0,024	-6,3	1,669	1,652	0,017	1,0
8 Máquinas e Equipamentos	0,990	1,044	-0,054	-5,5	1,176	0,985	0,191	16,2
9 Material Elétrico	0,711	0,697	0,014	2,0	0,524	0,475	0,049	9,4
10 Equipamentos Eletrônicos	0,663	0,617	0,046	6,9	0,100	0,108	-0,008	-8,0
11 Automóveis, caminhões e ônibus	2,017	1,771	0,246	12,2	0,058	0,055	0,003	5,2
12 Peças e outros veículos	0,732	0,665	0,067	9,2	1,096	1,123	-0,027	-2,5
13 Madeira e Mobiliário	0,632	0,619	0,013	2,1	0,429	0,406	0,023	5,4
14 Celulose, Papel e Gráfica	0,416	0,398	0,018	4,3	1,248	1,237	0,011	0,9
15 Indústria da Borracha	0,077	0,071	0,006	7,8	0,583	0,601	-0,018	-3,1
16 Elementos Químicos	0,548	0,484	0,064	11,7	0,808	0,853	-0,045	-5,6
17 Refino de Petróleo	0,254	0,274	-0,020	-7,9	4,159	4,132	0,027	0,6
18 Químicos Diversos	0,177	0,178	-0,001	-0,6	1,435	1,448	-0,013	-0,9
19 Farmacêuticos e Veterinários	0,730	0,667	0,063	8,6	0,132	0,187	-0,055	-41,7
20 Artigos Plásticos	0,082	0,082	0,000	0,0	0,680	0,682	-0,002	-0,3
21 Indústria Têxtil	0,388	0,420	-0,032	-8,2	1,095	1,026	0,069	6,3
22 Artigos do Vestuário	1,125	1,011	0,114	10,1	0,024	0,021	0,003	12,5
23 Calçados	0,519	0,484	0,035	6,7	0,040	0,035	0,005	12,5
24 Indústria do Café	0,542	0,552	-0,010	-1,8	0,069	0,072	-0,003	-4,3
25 Beneficiamento de Produtos Vegetais	1,613	1,604	0,009	0,6	0,433	0,403	0,030	6,9
26 Abate de Animais	1,728	1,743	-0,015	-0,9	0,273	0,253	0,020	7,3
27 Indústria de Laticínios	0,608	0,575	0,033	5,4	0,107	0,099	0,008	7,5
28 Fabricação de Açúcar	0,365	0,370	-0,005	-1,4	0,249	0,236	0,013	5,2
29 Fabricação de Óleos Vegetais	0,833	0,754	0,079	9,5	0,422	0,418	0,004	0,9
30 Outros Produtos Alimentares	1,981	1,910	0,071	3,6	0,732	0,720	0,012	1,6
31 Indústrias Diversas	0,248	0,287	-0,039	-15,7	0,445	0,369	0,076	17,1
32 Serviços Industriais de Utilidade Pública	0,308	0,309	-0,001	-0,3	1,917	1,889	0,028	1,5
33 Construção Civil	5,487	5,905	-0,418	-7,6	0,562	0,567	-0,005	-0,9
34 Comércio	2,790	2,500	0,290	10,4	3,207	3,811	-0,604	-18,8
35 Transportes	1,267	1,418	-0,151	-11,9	1,990	1,939	0,051	2,6
36 Comunicações	0,153	0,162	-0,009	-5,9	0,629	0,618	0,011	1,7
37 instituições Financeiras	1,725	1,740	-0,015	-0,9	0,691	0,676	0,015	2,2
38 Serviços Prestados às Famílias	3,726	3,904	-0,178	-4,8	1,385	1,390	-0,005	-0,4
39 Serviços Prestados às Empresas	0,110	0,108	0,002	1,8	2,589	2,618	-0,029	-1,1
40 Aluguel de Imóveis	0,513	0,527	-0,014	-2,7	0,578	0,583	-0,005	-0,9
41 Administração Pública	5,080	5,177	-0,097	-1,9	0,640	0,640	0,000	0,0
42 Serviços Privados não-mercantis	0,110	0,109	0,001	0,9	0,000	0,000	0,000	0,0

Tabela 15 – Diferenças dos índices de ligações intersetoriais puros normalizados (GHS) para trás e para frente da matriz disponibilizada pelo IBGE e da matriz estimada para o ano de 1996

Setores/Ano índices	Índices para trás				Índices para frente			
	Valor		Diferenças		Valor		Diferenças	
	Original	Estimada	valor	%	Original	Estimada	valor	%
1 Agropecuária	1,332	1,462	-0,130	-9,8	5,144	4,954	0,190	3,7
2 Extrativa Mineral	0,240	0,216	0,024	10,0	0,325	0,329	-0,004	-1,2
3 Petróleo e gás	0,010	0,009	0,001	10,0	0,568	0,575	-0,007	-1,2
4 Minerais não-metálicos	0,134	0,133	0,001	0,7	1,290	1,296	-0,006	-0,5
5 Siderurgia	0,350	0,325	0,025	7,1	1,567	1,594	-0,027	-1,7
6 Metalurgia de não-ferrosos	0,214	0,213	0,001	0,5	0,612	0,622	-0,010	-1,6
7 Outros Produtos Metalúrgicos	0,352	0,380	-0,028	-8,0	1,585	1,563	0,022	1,4
8 Máquinas e Equipamentos	0,776	0,834	-0,058	-7,5	1,098	0,899	0,199	18,1
9 Material Elétrico	0,756	0,737	0,019	2,5	0,504	0,451	0,053	10,5
10 Equipamentos Eletrônicos	0,829	0,766	0,063	7,6	0,085	0,103	-0,018	-21,2
11 Automóveis, caminhões e ônibus	2,195	2,115	0,080	3,6	0,054	0,051	0,003	5,6
12 Peças e outros veículos	0,629	0,554	0,075	11,9	1,122	1,165	-0,043	-3,8
13 Madeira e Mobiliário	0,647	0,635	0,012	1,9	0,417	0,391	0,026	6,2
14 Celulose, Papel e Gráfica	0,353	0,353	0,000	0,0	1,431	1,401	0,030	2,1
15 Indústria da Borracha	0,061	0,058	0,003	4,9	0,539	0,554	-0,015	-2,8
16 Elementos Químicos	0,426	0,382	0,044	10,3	0,742	0,767	-0,025	-3,4
17 Refino de Petróleo	0,173	0,213	-0,040	-23,1	3,650	3,592	0,058	1,6
18 Químicos Diversos	0,181	0,173	0,008	4,4	1,400	1,425	-0,025	-1,8
19 Farmacêuticos e Veterinários	0,782	0,710	0,072	9,2	0,111	0,173	-0,062	-55,9
20 Artigos Plásticos	0,097	0,100	-0,003	-3,1	0,764	0,762	0,002	0,3
21 Indústria Têxtil	0,291	0,325	-0,034	-11,7	1,061	0,994	0,067	6,3
22 Artigos do Vestuário	1,077	0,957	0,120	11,1	0,021	0,018	0,003	14,3
23 Calçados	0,438	0,408	0,030	6,8	0,038	0,033	0,005	13,2
24 Indústria do Café	0,492	0,499	-0,007	-1,4	0,052	0,055	-0,003	-5,8
25 Beneficiamento de Produtos Vegetais	1,725	1,704	0,021	1,2	0,489	0,458	0,031	6,3
26 Abate de Animais	1,693	1,711	-0,018	-1,1	0,233	0,217	0,016	6,9
27 Indústria de Laticínios	0,662	0,623	0,039	5,9	0,112	0,104	0,008	7,1
28 Fabricação de Açúcar	0,353	0,353	0,000	0,0	0,224	0,213	0,011	4,9
29 Fabricação de Óleos Vegetais	0,801	0,758	0,043	5,4	0,497	0,492	0,005	1,0
30 Outros Produtos Alimentares	2,222	2,152	0,070	3,2	0,761	0,742	0,019	2,5
31 Indústrias Diversas	0,271	0,311	-0,040	-14,8	0,361	0,288	0,073	20,2
32 Serviços Industriais de Utilidade Pública	0,245	0,246	-0,001	-0,4	1,736	1,703	0,033	1,9
33 Construção Civil	5,236	5,607	-0,371	-7,1	0,583	0,589	-0,006	-1,0
34 Comércio	3,167	2,808	0,359	11,3	3,102	3,730	-0,628	-20,2
35 Transportes	1,284	1,395	-0,111	-8,6	1,918	1,873	0,045	2,3
36 Comunicações	0,187	0,197	-0,010	-5,3	0,799	0,785	0,014	1,8
37 Instituições Financeiras	1,479	1,492	-0,013	-0,9	1,133	1,118	0,015	1,3
38 Serviços Prestados às Famílias	3,781	3,906	-0,125	-3,3	1,395	1,399	-0,004	-0,3
39 Serviços Prestados às Empresas	0,117	0,113	0,004	3,4	3,012	3,048	-0,036	-1,2
40 Aluguel de Imóveis	0,534	0,548	-0,014	-2,6	0,819	0,828	-0,009	-1,1
41 Administração Pública	5,309	5,421	-0,112	-2,1	0,646	0,646	0,000	0,0
42 Serviços Privados não-mercantis	0,098	0,098	0,000	0,0	0,000	0,000	0,000	0,0

A Tabela 16 apresenta as diferenças dos *rankings* dos indicadores econômicos calculados com as matrizes estimadas com a metodologia e as matrizes originais disponibilizadas pelo IBGE para o ano de 1994. Nota-se que ocorrem variações entre 1 e 8 postos entre as classificações, sendo o maior erro encontrado para o setor 35 - Transportes. No entanto, os setores-chave (primeiros no *ranking*) permanecem os mesmos para as séries de resultados das matrizes estimadas e originais.

Tabela 16 – Diferenças na classificação dos setores de acordo com os valores dos indicadores econômicos para a matriz estimada e a matriz original para o ano de 1994

Setores	Multiplicador de produção	RH Para trás	RH Para frente	GHS Para trás	GHS Para frente
1 Agropecuária	1	1	0	0	0
2 Extrativa Mineral	0	0	0	-1	0
3 Petróleo e gás	-2	-2	1	0	0
4 Minerais não-metálicos	-4	-4	-2	0	0
5 Siderurgia	0	0	-1	-2	0
6 Metalurgia de não-ferrosos	4	4	0	0	2
7 Outros Produtos Metalúrgicos	-1	-1	-1	2	0
8 Máquinas e Equipamentos	-1	-1	-2	1	-2
9 Material Elétrico	-3	-3	-1	2	0
10 Equipamentos Eletrônicos	1	1	3	-1	1
11 Automóveis, caminhões e ônibus	-5	-5	0	-1	0
12 Peças e outros veículos	-4	-4	0	-2	1
13 Madeira e Mobiliário	0	0	-1	1	1
14 Celulose, Papel e Gráfica	0	0	1	-2	0
15 Indústria da Borracha	-2	-2	0	0	0
16 Elementos Químicos	2	2	2	-3	0
17 Refino de Petróleo	-4	-4	0	-1	0
18 Químicos Diversos	3	3	1	0	0
19 Farmacêuticos e Veterinários	3	3	0	0	0
20 Artigos Plásticos	1	1	-3	0	1
21 Indústria Têxtil	4	4	0	2	1
22 Artigos do Vestuário	0	0	0	-1	0
23 Calçados	-2	-2	-1	0	0
24 Indústria do Café	2	2	-1	1	0
25 Beneficiamento de Produtos Vegetais	5	5	2	0	-1
26 Abate de Animais	3	3	-2	0	0
27 Indústria de Laticínios	-2	-2	-2	0	-1
28 Fabricação de Açúcar	-1	-1	-1	0	0
29 Fabricação de Óleos Vegetais	-2	-2	0	0	3
30 Outros Produtos Alimentares	1	1	0	1	0
31 Indústrias Diversas	-5	-5	-3	2	-3
32 Serviços Industriais de Utilidade Pública	1	1	0	0	0
33 Construção Civil	1	1	1	0	0
34 Comércio	0	0	1	0	0
35 Transportes	8	8	0	0	0
36 Comunicações	0	0	1	0	-1
37 Instituições Financeiras	0	0	0	0	-1
38 Serviços Prestados às Famílias	-2	-2	1	0	0
39 Serviços Prestados às Empresas	0	0	1	-1	0
40 Aluguel de Imóveis	0	0	5	2	0
41 Administração Pública	0	0	1	0	-1
42 Serviços Privados não-mercantis	0	0	0	1	0

As variações entre classificações e valores dos indicadores refletem os erros de estimativas das matrizes, que se pode afirmar estarem relacionados à distribuição dos valores de Margem de Comércio e Margem de Transporte, principalmente o primeiro. Portanto, os desvios encontrados entre os resultados de valores e *ranking* dos indicadores econômicos originais e estimados pela metodologia se originam do erro da distribuição daqueles itens na Matriz de Uso.

4 COMENTÁRIOS FINAIS

Os resultados da aplicação da metodologia para a economia brasileira nos anos de 1994 e 1996 mostram que os indicadores econômicos calculados, o multiplicador de produção tipo I, os índices de ligações intersetoriais de Rasmussen-Hirschman e os índices puros normalizados (GHS) são muito próximos, apresentando um alto índice de correlação de Pearson. As classificações dos valores, ou ordenações, não são diferentes, testado estatisticamente (índice de Sperman, $\alpha = 0,01$). Conclui-se, pois, que a metodologia apresentada possibilita estimar a matriz de insumo-produto e realizar análises estruturais da economia para anos em que a matriz de insumo-produto revisada ainda não tenha sido disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Os desvios (erros de previsão) dos indicadores econômicos calculados para as matrizes de insumo-produto estimadas e originais não apresentam comportamento comum para as séries de resultados entre anos ou entre indicadores. Os valores percentuais dos erros em relação aos indicadores calculados com as matrizes originais permanecem abaixo de 15% para mais de 90% dos resultados obtidos com as matrizes de insumo-produto estimadas com o uso da metodologia proposta. Porém, para alguns setores, principalmente Comércio, os erros podem chegar a mais de 25% em relação aos indicadores originais. Os erros entre classificações (*ranking*) são maiores para os setores 35 - Transportes, 11 - Automóveis, caminhões e ônibus e 25 - Beneficiamento de produtos vegetais.

Portanto, pode-se afirmar que os resultados obtidos com a metodologia para estimação da matriz de insumo-produto são muito próximos daqueles obtidos com a matriz disponibilizada pelo IBGE, possibilitando a realização de análises econômicas para anos em que as matrizes revisadas ainda não estão disponíveis. Porém, a análise detalhada dos dados estimados das Matrizes de Uso para os anos de 1994 e 1996 indicou um viés de distribuição da margem de comércio, alocando valores adicionais para o consumo intermediário, o que causa variações dos valores de indicadores econômicos. Assim sendo, o desenvolvimento da metodologia apresentada inclui o cálculo de coeficientes que permitem distribuir de forma mais correta a margem de comércio para o consumo intermediário e a demanda final.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Cella, G. The input-output measurement of interindustry linkages. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 70, p. 705-712, 1984.
- Clements, B. On the decomposition and normalization of interindustry linkages. *Economic Letters*, v. 33, p. 337-340, 1990.
- Feijó, C. A.; Ramos, R. L. O.; Young, C. E. F.; Lima, F. C. G. C.; Galvão, O. J. A. *Contabilidade social: o novo sistema de contas nacionais do Brasil*. Rio de Janeiro: Campus, 2001. 356p.

- Guilhoto, J. J. M. Leontief e insumo-produto: antecedentes, princípios e evolução. *Texto para discussão*. Piracicaba: Departamento de Economia, Administração e Sociologia. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – USP, 2000.
- Guilhoto, J. J. M.; Sonis, M.; Hewings, G. J. D. *Linkages and multipliers in a multiregional framework: integration of alternative approaches*. Urbana: University of Illinois. Regional Economics Applications Laboratory, 1996. 20p. (Discussion Paper, 96-T-8).
- Guilhoto, J. J. M.; Furtuoso, M. C. O.; Barros, G. S. C. *O agronegócio na economia brasileira (1994-1999)*. Texto para discussão apresentado à Confederação Nacional da Agricultura (CNA). Piracicaba: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, setembro de 2000.
- Guilhoto, J. J. M.; Sonis, M.; Hewings, G. J. D.; Martins, E. B. Índices de ligações e setores-chave na economia brasileira: 1959/80. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 24, p. 287-314, 1994.
- Hoffmann, R. *Estatística para economistas*. São Paulo: Pioneira, 1991. 426p.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. *Sistemas de contas nacionais: Brasil, 1998-2000*. Rio de Janeiro: IBGE, 2002. 201p.
- _____. *Contas nacionais: Brasil, 1994*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> Acessado em: 20/05/2002.
- _____. *Contas nacionais: Brasil, 1996*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> Acessado em: 20/05/2002.
- Miyazawa, K. *Input-output analysis and the structure of income distribution*. (Mathematical economics-Lectures notes in economics and mathematical systems, 116). Germany: Springer-Verlag, 1976. 135p.
- Miller, R. E.; Blair, P. D. *Input-output analysis: foundations and extensions*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 1985. 464p.
- Rasmussen, P. N. *Studies in intersectoral relations*. Amsterdam: North-Holland, 1956.

AS FONTES DE MUDANÇA DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DA INDÚSTRIA BRASILEIRA APÓS A LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL: UMA ESTIMAÇÃO ECONOMETRICA POR DADOS DE PLANTAS*

André Nassif[§]

SUMÁRIO

O artigo apresenta evidências empíricas acerca dos impactos da liberalização comercial sobre a evolução da eficiência técnica da indústria de transformação brasileira. Aplica-se uma metodologia de estimação da variação da produtividade do trabalho e dos custos médios reais de produção na indústria de transformação nos períodos 1988-1994 e 1994-1998, tomando-se como base um modelo de regressão por microdados de plantas produtivas (*panel data*). A metodologia proposta originalmente por James Tybout e Daniel Westbrook (1995) foi modificada para permitir apresentar respostas mais consistentes para uma indagação que sustentou um intenso debate acadêmico no Brasil ao longo da década de 1990: Qual o principal fator responsável pelos ganhos de produtividade da indústria brasileira após a liberalização comercial: i) corte expressivo de mão-de-obra por parte das empresas (**efeito-emprego**); ii) preservação de plantas eficientes que tenha permitido o aumento de maior participação de empresas sobreviventes no mercado (**efeito market-share**); ou iii) incorporação de novas técnicas produtivas, externalidades econômicas positivas, maior possibilidade de acesso à importação de máquinas e equipamentos, dentre outros fatores não observados pelo pesquisador (**efeitos residuais**)? Este artigo mostra que, na experiência brasileira recente, embora os fatores associados ao item (iii) tenham sido importantes, ainda assim o corte de mão-de-obra atuou como a principal fonte dos ganhos de eficiência técnica na indústria de transformação na década de 1990.

Palavras-chave: liberalização comercial, produtividade, eficiência técnica, Brasil.

ABSTRACT

This paper presents empirical evidence about the effects of trade liberalization on the evolution of the technical efficiency of the Brazilian manufacturing plants. A *panel data* regression model is applied to estimate the changes in labor productivity and real average costs at the plant-level between 1988 and 1994, and between 1994 and 1998. The methodology, originally proposed by James Tybout and Daniel Westbrook (1995), was modified to allow more consistent responses to a central question of the academic debate in Brazil throughout the 1990's, that is, which of the following potential sources played the main role in productivity gains in the Brazilian manufacturing sector after trade liberalization: i) a cut in employment (**employment effect**); ii) output-share reallocations among plants within each industry (**market-share effect**); or iii) technical innovations, access to foreign equipment through imports, positive economic externalities, among other factors not observed by the researcher (**residual effects**)? This paper represents an attempt to provide consistent answers to the above questions in the case of recent Brazilian experience. It provides evidence that the first effect prevailed over the others in explaining the technical efficiency gains of the Brazilian manufacturing sector throughout the 1990's.

Key words: trade liberalization, productivity, technical efficiency, Brazil.

JEL classification: F14, O12.

* O autor agradece a competentíssima supervisão de Mário Luiz Possas, no tratamento do modelo teórico e dos dados primários, e de Getúlio Borges da Silveira, no acompanhamento econométrico. O estatístico Bruno Cortez, do IBGE, foi responsável pelo trabalho de programação dos dados no *software* estatístico SAS. Um reconhecimento especial deve ser feito a Sérgio Besserman Viana e Wasmália Bivar pelo acesso à base de dados do IBGE. A versão final foi enriquecida com os comentários de Renato Baumann, Carmem Feijó, Jorge Chami Batista, Luis Carlos D. Prado, Maurício Mesquita Moreira, Mário Cordeiro de Carvalho Jr., Robson Grassi e de um parecerista anônimo da Revista *Economia Aplicada*, não sendo estes, como de praxe, responsáveis pelas imperfeições remanescentes.

§ Doutor em Economia pelo Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro e economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

1 INTRODUÇÃO

A justificativa mais comum para o uso da expressão “década perdida”, em alusão aos anos de 1980 no Brasil, é que ela correspondeu a um período em que a sociedade brasileira, em virtude de prolongada estagnação econômica e persistente conjuntura de alta inflação, assistiu ao expressivo declínio de sua renda real *per capita*. Posteriormente, no entanto, além deste indicador – mais facilmente mensurável pelos institutos de pesquisa econômicos –, a maior parte dos estudos apontava também para taxas decrescentes de variação da produtividade do trabalho na segunda metade dos anos de 1980, e índices negativos no limiar da década seguinte. Embora sejam escassos os trabalhos analisando o comportamento dos custos reais de produção ao longo da “década perdida”, é bastante provável que eles também tenham sofrido contínuo incremento, devido não somente ao processo de indexação de quase todos os preços às taxas de inflação passada, mas também ao acirramento das práticas protecionistas da economia brasileira, a qual, àquela altura, operava sob condições quase autárquicas.

O início da década de 1990 marca a reversão de alguns desses indicadores. Embora o processo de inflação crônica só tenha sido estancado a partir de 1994, com o Plano Real, a maior parte dos estudos disponíveis dava conta de expressivo incremento dos ganhos de produtividade da economia brasileira já na primeira metade dos anos de 1990, vinculando tais resultados aos impactos imediatos do processo de liberalização comercial em curso.¹ Adicionalmente, a despeito de se atribuir aos impactos proporcionados pelas reformas econômicas implementadas na economia brasileira – que induziram ao esforço de reestruturação produtiva e tecnológica, mediante realocação de força de trabalho, incorporação de novas técnicas produtivas e organizacionais, acesso a bens de capital e equipamentos importados – os ganhos de produtividade obtidos, a verdade é que poucos trabalhos conseguiram decompor e mensurar a contribuição de cada uma dessas fontes prováveis.²

Como já dito, a maior parte dos trabalhos privilegiou a estimação dos ganhos de produtividade, mas nenhum se preocupou em mensurar a evolução dos custos de produção na economia brasileira após a liberalização comercial.³ Embora teoricamente ganhos de produtividade impliquem reduções de custos reais de produção, na prática essa relação biunívoca pode não se verificar em alguns setores.⁴ Daí a importância de se avaliar a variação de ambos os indicadores, o que permite, por conseguinte, mensurar a mudança da eficiência técnica da economia.

O objetivo central deste artigo é estimar a evolução da produtividade do trabalho e dos custos médios reais de produção da indústria de transformação brasileira nos períodos 1988-1994 e 1994-1998,⁵ com base em modelo de regressão por microdados (*panel data*) extraídos de plantas produtivas, segundo a Pesquisa Industrial Anual/Unidades Locais (PIA/ULs) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia empregada procura captar as principais fontes de mudança da eficiência técnica no Brasil após a liberalização comercial. Em especial, ao isolar a variável “pessoal ocupado” dos demais componentes da mudança da eficiência produtiva, o modelo econométrico aqui utilizado permite responder se o desemprego da força de trabalho atuou como

1 Ver, entre outros, Bonelli e Fonseca (1998), Rossi Jr. e Ferreira (1999), Hay (2001), Bonelli (2002), Muendler (2004) e Schor (2004).

2 A única exceção é o trabalho de Muendler (2004), comentado adiante neste artigo.

3 Na revisão bibliográfica realizada pelo autor deste artigo não foi encontrado nenhum trabalho orientado para essa questão.

4 Sobre o conceito e as implicações empíricas da “dualidade”, ver Bruno (1978). As razões para a não-equivalência entre o comportamento da produtividade e dos custos de produção em trabalhos empíricos serão discutidas adiante.

5 O ano de 1988 como ponto de partida não foi aleatório, mas propositadamente escolhido para captar o provável auge da ineficiência produtiva média da indústria brasileira, antes que os efeitos (provavelmente pequenos, haja vista a prevalência de fortes barreiras não-tarifárias) da reforma tarifária introduzida naquele ano viessem a se manifestar. O ano de 1998, por sua vez, corresponde à última PIA/ULs disponível à época da preparação da base de dados.

força motora relevante na explicação do aumento da produtividade do trabalho na indústria brasileira no período analisado.

A análise desse problema é relevante, posto que, se o enxugamento de mão-de-obra prevalece, como tendência, sobre as demais fontes de incremento da produtividade – notadamente inovações tecnológicas, sejam elas incorporadas em aquisições de bens de capital ou "desincorporadas" em novas técnicas produtivas –, a sociedade tende a ser adversamente afetada no curto – em virtude de maior desemprego – e no longo prazo – devido ao menor ritmo de desenvolvimento econômico – (ver Grossman e Helpman, 1991).

Além desta Introdução, o artigo contém cinco seções adicionais. A segunda seção apresenta os fundamentos analíticos e a metodologia de estimação da mudança de eficiência técnica segundo o modelo de regressão proposto por Tybout e Westbrook (1995), fazendo as modificações que, a partir do método original, permitiram mensurar não apenas a variação da produtividade do trabalho, mas também cada um de seus componentes principais; a terceira seção apresenta a base de dados e os procedimentos para a estimação final; a quarta seção mostra e discute as evidências empíricas resultantes da estimação da eficiência técnica da indústria de transformação após a liberalização comercial; a última seção diz respeito às conclusões.⁶

2 OS FUNDAMENTOS ANALÍTICOS E A METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO DA MUDANÇA DE EFICIÊNCIA TÉCNICA POR DADOS DE PAINÉIS (*PANEL DATA*)

Desde o início da década de 1980, autores como Nelson (1981) e Tybout (1992, 1996) vêm propondo o abandono da avaliação da produtividade em termos agregados, argumentando que essa metodologia pressupõe homogeneidade tecnológica entre plantas produtivas de firmas que, ao contrário, apresentam desigualdades técnicas no mundo real.⁷ Na metodologia de estimação originalmente proposta por Tybout e Westbrook (1995), a evolução da produtividade e dos custos médios (em termos reais) na indústria de transformação, estimada com base em microdados de plantas produtivas e utilizando a técnica de painéis (*panel data*), é decomposta em três fatores explicativos: nos efeitos decorrentes da possibilidade de elevar a exploração de economias de escala ao nível da planta (**efeitos-escala**); nas mudanças provenientes da realocação de insumos e fatores produtivos entre plantas, uma vez alterados os *market-shares* com a entrada e/ou saída líquida de firmas da indústria (**efeitos-market-share**); e no termo residual que incorpora prováveis impactos produzidos pelas inovações tecnológicas, externalidades econômicas positivas e outras forças introdutoras e difusoras de progresso técnico (**efeitos residuais**).

Tybout e Westbrook (1995) propõem a estimação da eficiência medida em termos da variação dos custos médios por meio da seguinte decomposição:

$$\frac{dA}{A} = \sum_{i=1}^n (\eta_i - 1) \frac{dY_{it}}{Y_i} \cdot \frac{A_{it} S_{it}}{A} + \sum_{i=1}^n \frac{dS_{it}}{S_i} \cdot \frac{A_{it} S_{it}}{A} + \sum_{i=1}^n \frac{dM_{it}}{M_i} \cdot \frac{A_{it} S_{it}}{A} \quad (1)$$

6 O artigo inclui ainda um Apêndice contendo todos os passos para a implementação econométrica do modelo.

7 A crítica ao método de estimação pelo agregado industrial é assim sintetizado por Tybout (1996): "A abordagem de existência de uma planta representativa na análise de produtividade é popular porque pode ser implementada em níveis setorial ou macroeconômico com dados facilmente disponíveis. Porém, baseia-se em pressupostos irrealistas, tais como o ajustamento imediato no estoque de fatores, concorrência perfeita nos mercados de bens e fatores, bem como idênticas tecnologias de retornos constantes de escala em todas as plantas." (p. 48, tradução livre do original).

onde A expressa o custo médio total da indústria (e dA/A a variação dos custos médios); η_{it} é a elasticidade dos custos unitários relativamente à oferta da planta i no período t ⁸; Y_{it} é a oferta da i -

ésima planta no período t ; $S_{it} = \frac{Y_{it}}{\sum_{i=1}^n Y_{it}}$ denota a participação da i -ésima planta na oferta total da in-

dústria (Y_t) no período t e M_{it} é uma variável residual que capta quaisquer outros efeitos (inovações, externalidades etc.) conhecidos pelos dirigentes da firma (ainda assim, não totalmente), mas não pelo econometrista.

Similarmente à metodologia anterior, Tybout e Westbrook (1995) também definem um indicador que permite estimar a mudança da produtividade física média das plantas em determinada indústria, conforme a seguinte equação:

$$\frac{dB}{B} = \sum_{i=1}^n (\eta_i^* - 1) \cdot \frac{dF_{it}}{F_i} \cdot \frac{Y_{it}}{Y} + \sum_{i=1}^n \frac{dS_{it}^*}{S_i^*} \cdot \frac{Y_{it}}{Y} + \sum_{i=1}^n \frac{dM_{it}^*}{M_i^*} \cdot \frac{Y_{it}}{Y} \quad (2)$$

onde B é a produtividade média da indústria (e dB/B a variação da produtividade média); η_{it}^* é o retorno de escala da planta i no período t ⁹; F_{it} uma função homotética de retornos constantes do ve-

tor de insumos X_{it} ; $S_{it}^* = \frac{F_{it}}{F_t}$ expressa uma taxa relativa de incorporação pela planta i do total de insumos utilizados na indústria; e as demais variáveis denotam os indicadores já definidos anteriormente.

Os três componentes das equações (1) e (2) traduzem, respectivamente, os **efeitos-escala** (primeiro termo), decorrentes de plantas que operam com retornos não-constantes, quando $\eta \neq 1$; os **efeitos de market-share** (segundo termo), que emergem da realocação de recursos entre plantas de diferentes tecnologias à medida que firmas entram e saem (estas, em geral, ineficientes) da indústria; e os **efeitos residuais** (terceiro termo), provenientes de inovações tecnológicas, externalidades econômicas positivas, características difusas do progresso técnico e demais efeitos residuais não presentes nem no primeiro nem no segundo termos. A única exceção é que a função de produção estimada $Y_{it} = F_{it} M_{it}^* \gamma(F_{it})$ não tem correspondência biunívoca com a função dual de custo total $C_{it} = Y_{it} M_{it} \alpha(Y_{it})$. Este ponto é especialmente importante, posto que, sendo quebrada a relação de dualidade, não há qualquer razão para que os resultados estimados para a mudança de produtividade, de um lado, e de custos, de outro, mostrem resultados similares (evidentemente, com sinais contrários).¹⁰

8 A elasticidade dos custos em relação à oferta da i -ésima planta é definida como $\eta_i = 1 + \frac{d[\alpha(Y_i)]}{\alpha(Y_i)} \cdot \frac{dY_i}{Y_i}$, que implica retornos constantes de escala, se $\eta_i = 1$; retornos decrescentes, se $\eta_i > 1$; e retornos crescentes, se $\eta_i < 1$. Observe que a elasticidade dos custos está sendo definida de forma não-convencional como $\eta_i - 1$.

9 Analogamente à elasticidade de custos com respeito à oferta, os retornos de escala da planta podem ser definidos como $\eta_i^* = 1 + \frac{d[\gamma(F_i)]}{\gamma(F_i)} \cdot \frac{dF_i}{F_i}$, que implicam retornos crescentes de escala se $\eta^* > 1$; retornos constantes, se $\eta^* = 1$; e retornos decrescentes, se $\eta^* < 1$.

10 Entre outras razões para a não-equivalência entre as duas funções estimadas, Tybout e Westbrook (1995) enfatizam três: "i) somente as funções de custo assumem ajustamento contínuo do "mix" de fatores de produção que tornam os custos unitários mínimos; ii) enquanto as funções de custo incorporam dados de preços de fatores, as funções de produtividade incorporam dados físicos relativos aos insumos de produção; e iii) os efeitos residuais que compõem a medida de eficiência proposta dependem de preços relativos inerentes à função de custos, mas não à função de produção." (p. 57, tradução livre do original).

No entanto, com o objetivo de investigar os prováveis impactos da liberalização comercial sobre o nível de emprego na indústria de transformação brasileira, procurarei uma estimação da mudança de produtividade em termos físicos em que o primeiro membro do lado direito da equação (2) seja modificado com base em uma relação analógica com o primeiro membro da equação (1).

Propõe-se tomar $B_{it} = \frac{VA_{it}}{PO_{it}}$ (onde o numerador é o valor adicionado da planta i no período t e PO_{it} , o pessoal ocupado na planta i no período t) como uma medida aproximada da produtividade do trabalho; $S'_i = \frac{VA_{it}}{VA_t}$, em que o numerador é o valor adicionado da planta i e o denominador o valor adicionado da indústria; e, agora, $S_{it}^* = \frac{PO_{it}}{PO_t}$, em que PO_{it} é o pessoal ocupado na planta i e PO_t , o pessoal ocupado na indústria. Adicionalmente, B_{it} pode ser expresso como:

$$B_{it} = \frac{VA_{it}}{PO_{it}} = M_i^* \cdot \pi_i(PO_{it}), \text{ onde } \pi_i(PO_{it}) \text{ é a produtividade média do trabalho em termos de valor}$$

adicionado alcançada pela planta i , supondo dada a tecnologia determinada pela função de produção. Logo, M_i^* continua representando efeitos de mudanças tecnológicas, externalidades ou quaisquer outros fatores intervenientes sobre a alteração da eficiência técnica não captados diretamente pelo econometrista, inclusive mudanças de poder de mercado, que, ao afetar a formação de preços e o *mark-up*, afetam também a apropriação do valor agregado, sendo este último o conceito relevante na definição de produtividade aqui empregado (ou seja, o valor agregado por trabalhador, em vez da razão entre o valor da produção e os fatores utilizados). Reduções do poder de mercado de uma empresa, portanto, tendem a diminuir o valor agregado, *ceteris paribus*, independentemente da produtividade propriamente dita da planta.

Como, por outro lado, $B = \sum_{i=1}^n B_i S_i^* = \sum_{i=1}^n M_i^* \cdot \pi_i(PO_{it}) \cdot S_i^*$, então:

$$\begin{aligned} \frac{dB}{B} &= \frac{1}{B} \sum_{i=1}^n d(B_i \cdot S_i^*) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^n d[(M_i^* \cdot \pi_i(PO_{it})) \cdot S_i^*] = \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{dM_i^*}{M_i^*} \cdot \frac{B_i S_i^*}{B} + \sum_{i=1}^n \frac{dS_i^*}{S_i^*} \cdot \frac{B_i S_i^*}{B} + \sum_{i=1}^n \frac{d[\pi_i(PO_{it})]}{\pi_i(PO_{it})} \cdot \frac{B_i S_i^*}{B} \end{aligned}$$

Como $B = \frac{VA}{PO}$, ter-se-á, portanto:

$$\frac{dB}{B} = \sum_{i=1}^n \frac{d[\pi_i(PO_{it})]}{\pi_i(PO_{it})} \cdot S'_i + \sum_{i=1}^n \frac{dS_i^*}{S_i^*} \cdot S'_i + \sum_{i=1}^n \frac{dM_i^*}{M_i^*} \cdot S'_i \quad (3)$$

Definindo-se, de forma análoga, mas distinta dos desdobramentos anteriores, λ_i como um índice de eficiência no uso da mão-de-obra para uma dada tecnologia de cada planta i , expresso pela produtividade média $\pi_i(PO_{it})$, obtém-se:

$\lambda_i = 1 + \frac{d[\pi_i(PO_i)]/\pi_i(PO_i)}{dPO_i/PO_i}$ Este índice não pode mais ser tomado como indicador para os retor-

nos de escala da planta no sentido convencional, devendo, doravante, ser interpretado como uma elasticidade da produtividade (medida em valor agregado) da planta com respeito ao fator trabalho, o qual, por sua vez, é afetado pela eficiência no uso da mão-de-obra, pelo grau de utilização da capacidade instalada e outros fatores relacionados ao ajustamento dos coeficientes técnicos para uma dada tecnologia, e não apenas pela escala. Neste caso, ao considerarmos apenas as variações de pessoal ocupado (PO) ocorridas em determinado período, o índice justifica-se para captar o efeito “enxugamento” de mão-de-obra ou ajustamento da planta (o efeito-emprego), em caso de redução do número de trabalhadores ocupados em relação ao estoque de capital preexistente, o que tornaria o sinal do primeiro componente da equação (3) negativo, por hipótese. De fato, quanto mais o efeito do ajustamento se dá sobre o pessoal ocupado (e menos sobre o valor agregado), tanto mais este se transfere integralmente para a produtividade, o que implica λ próximo de zero (e $\lambda - 1$ negativo).

A escolha do valor adicionado por trabalhador como medida de mudança da produtividade é justificada pelas seguintes razões: primeiro, porque, diferentemente da metodologia originalmente proposta por Tybout e Westbrook (1995), esta definição objetiva avaliar diretamente as mudanças do nível de emprego em nível de planta como fonte possível para a melhora da eficiência; segundo, porque, ainda que haja dados que permitam estimar uma *proxy* para o estoque de capital ao nível da firma (IBGE/PIA-Empresa), não existem dados no Brasil que informem sobre esta variável em nível das plantas (IBGE/PIA-Unidades Locais).^{11,12}

Substituindo-se em (3), tem-se finalmente:

$$\frac{dB}{B} = \sum_{i=1}^n (\lambda_i - 1) \frac{dPO_i}{PO_i} \cdot S'_i + \sum_{i=1}^n \frac{dS_i^*}{S_i^*} \cdot S'_i + \sum_{i=1}^n \frac{dM_i^*}{M_i^*} \cdot S'_i \quad (4)$$

Convém insistir que a equação (4) não possui o mesmo significado da equação (2) originalmente proposta por Tybout e Westbrook (1995). Em nossa proposição, ao utilizar a razão dB/B e seu correspondente estatístico dVA/PO como medida de eficiência, todos os fatores de produção (o estoque de capital, a mão-de-obra e mesmo o progresso técnico) estão, evidentemente, contribuindo conjuntamente para explicar a mudança de produtividade no período analisado. No entanto, não há qualquer intenção aqui em analisar a contribuição desses fatores separadamente para a variação dessa medida de eficiência, mas sim em investigar em que medida a razão dB/B é explicada por variações do emprego – o primeiro componente da equação (4) –, dos *market-shares* – o segundo componente – ou qualquer outra fonte residual.

As demais variáveis constantes na equação (4) são idênticas às já descritas nas equações (1) e (2). Deve-se insistir, no entanto, que devido à definição de produtividade como a razão valor adicionado/pessoal ocupado, o componente residual M^* , além de refletir mudanças técnicas, estará re-

11 Como lembra Bruno (1978), “na ausência de dados sobre o estoque de capital, a razão valor adicionado/pessoal ocupado é freqüentemente utilizada em projeções de longo prazo da mudança de produtividade (...) e isso não torna o cálculo tão limitado quanto pode parecer à primeira vista.” (p.15, tradução livre do original).

12 Como já foi há muito discutido em termos teóricos e empíricos, é muito difícil encontrar uma medida confiável para o estoque de capital, em virtude da grande heterogeneidade tecnológica entre firmas ou mesmo plantas produtivas. Embora a maioria dos estudos procure superar as armadilhas inerentes à estimação do estoque de capital, poucos apresentam resultados confiáveis (ver Chen, 1997). Como reconheceu uma edição recente da *The Economist* (2004), “o problema é que a produtividade total dos fatores é muito mais difícil de estimar do que a produtividade do trabalho.” (tradução livre do original). Mundler (2004) e Schor (2004), por exemplo, estimaram a variação da produtividade total dos fatores na indústria brasileira entre 1988 e 1998, baseando-se em dados de painéis de firmas, a partir de indicadores da PIA-Empresa. Entretanto, como essa pesquisa só fornece dados de estoque de capital até 1995, os autores tiveram de deduzir a série remanescente com base no método contábil do estoque perpétuo. Como é so-

fletindo também (e positivamente) variações no poder de mercado das empresas e no grau de utilização da capacidade instalada.

Com relação aos procedimentos econométricos básicos, uma vez que o segundo componente (*market-share*) da estimação dos custos e da produtividade do trabalho é calculado com base em variáveis observadas, o primeiro e o terceiro componentes das equações (1) e (4) são especificados, respectivamente, como:

$$c_{it} = g(y_{it}, w_t, Q_t, t) + \tau_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$va_{it} = h(po_{it}, Q_{it}, t) + \tau_{it}^* + \varepsilon_{it}^* \quad (6)$$

onde c_{it} é o custo total, y_{it} é a oferta da planta, w_t o vetor de preços dos insumos, Q_t o vetor de insumos públicos gratuitamente disponíveis para a firma, t é a variável tempo, va_{it} é o valor agregado da planta, po_{it} o nível de mão-de-obra utilizado pela planta, τ_{it} e τ_{it}^* são variáveis específicas à planta produtiva e expressam os efeitos residuais, e ε_{it} e ε_{it}^* representam os erros estocásticos convencionais.^{13,14}

As demais especificações econométricas seguem de perto os procedimentos sugeridos por Tybout e Westbrook (1995), cujos detalhes são apresentados no Apêndice 1.

3 A BASE DE DADOS E PROCEDIMENTOS PARA A ESTIMAÇÃO

A fonte básica para a estimação dos dados do modelo provém da Pesquisa Industrial Anual (PIA), elaborada pelo Departamento de Indústria (DEIND) da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que fornece informações diversas como vendas, pessoal ocupado, custos de produção etc., colhidas tanto em nível de firmas (PIA-Empresa) quanto de unidades produtivas (PIA-Unidades Locais, categoria mais próxima de plantas industriais, doravante denominadas de ULs), ambas apresentadas no nível 100 de agregação (cinco dígitos).¹⁵ Cabe lembrar que algumas variáveis informadas pela PIA-Empresa não são informadas pela PIA-ULs.¹⁶ Como o interesse desta pesquisa consistiu em mensurar a mudança da eficiência produtiva da forma mais desagregada possível, trabalhei com dados da PIA-ULs.¹⁷ A estimação econométrica original foi feita utilizando-se a base de dados no nível 50 de agregação (dois dígitos) do IBGE, que comporta um menor número de setores.

Para a implementação empírica, os componentes dos termos da equação (1), que estima teoricamente a variação dos custos médios, passam agora a ser reescritos em tempo discreto como:¹⁸

13 Enquanto ε_{it} e ε_{it}^* são variáveis totalmente desconhecidas, τ_{it} e τ_{it}^* são conhecidas (pelo menos parcialmente) pelos empresários e gerentes, mas não pelos econométricos.

14 Um detalhe importante a observar é que, como as variáveis w_t , Q_t e t não possuem subscritos i , elas puderam ser suprimidas, sem que, no entanto, sua influência deixasse de ser absorvida no modelo. Ou seja, como o valor dessas variáveis é idêntico para todas as firmas, sua influência deve exercer, na média, o mesmo efeito para todas em conjunto.

15 Para mais detalhes sobre a metodologia da pesquisa, ver IBGE (1994).

16 Por exemplo, enquanto a PIA-Empresa contém dados de balanço que permitem extrair aproximações para o estoque de capital até 1995, a PIA-ULs não contém qualquer informação sobre essa variável.

17 Desde o início dos anos de 1980, Nelson (1981) recomendava estimar os níveis de produtividade do trabalho da maneira mais desagregada possível (preferencialmente em nível de unidades produtivas), a fim de minimizar distorções inerentes ao elevado grau de heterogeneidade tecnológica existente entre plantas dentro de uma mesma indústria. Em trabalho recente, Nelson e Pack (1999) reforçam este ponto.

18 Em sentido estrito, uma vez que a variação dos custos médios e da produtividade do trabalho é calculada em termos discretos, apenas o componente residual M_i é estimado econometricamente. Dessa forma, como o componente S_i (que mede os efeitos de *market-share*) é uma variável observada, os componentes $\alpha(Y_i)$ – ou seja, o efeito-escala da equação (7) – e $\pi(PO_i)$ – o efeito-emprego da equação (8), apresentada a seguir – são calculados após (e por meio da) a estimação de M_i . Mais detalhes estão no Apêndice 1.

$$\frac{\Delta A}{A_1} = \sum_{i=1}^n (\Delta \alpha(Y_i)) \left(\frac{\overline{M_i S_i}}{A_1} \right) + \sum_{i=1}^n (\Delta S_i) \left(\frac{\overline{M_i \alpha(Y_i)}}{A_1} \right) + \sum_{i=1}^n (\Delta M_i) \left(\frac{\overline{\alpha(Y_i) S_i}}{A_1} \right) \quad (7)$$

Todas as variações já discutidas foram calculadas para os períodos 1988-1994 e 1994-1998. Dessa forma, $\Delta \alpha(Y_i)$ é o principal fator que explica a mudança de custo médio ocorrida no período atribuível ao efeito-escala; ΔS_i é a variação do *market-share* da planta no mesmo período; e $\Delta M_i = \exp(\hat{\mu}_{i,T}) - \exp(\hat{\mu}_{i,t})$ é a mudança total da eficiência atribuível às trajetórias tecnológicas da planta entre o período decorrido a partir da liberalização comercial.¹⁹ As barras denotam médias estimadas para os anos de 1988 e 1994 (e, analogamente, para os anos 1994 e 1998) e o subscrito 1 refere-se ao ano inicial (1988 e, para o segundo período, 1994). Portanto, $\frac{\Delta A}{A_1}$ é a variação total dos custos médios ocorrida em cada um dos períodos analisados (1988-1994 e 1994-1998, respectivamente).

Os componentes dos termos da equação (4), por sua vez, passam a ser descritos da seguinte forma em tempo discreto:

$$\frac{\Delta B}{B_1} = \sum_{i=1}^n (\Delta [\pi(PO_i)]) \left(\frac{M_i^* S_i^*}{B_1} \right) + \sum_{i=1}^n (\Delta S_i^*) \left(\frac{M_i^* \pi_i(PO_i)}{B_1} \right) + \sum_{i=1}^n (\Delta M^*_i) \left(\frac{\pi_i(PO_i)(S_i^*)}{B_1} \right) \quad (8)$$

onde $\frac{\Delta B}{B_1}$ é a variação total da produtividade do trabalho ocorrida em cada um dos períodos analisados (1988-1994 e 1994-1998, respectivamente).²⁰

A adequação dos componentes da equação (1) – referente à variação dos custos médios – com o questionário constante na PIA-ULs levou em conta o seguinte critério:

- a) para a mensuração do efeito-escala: $Y_{it} = \text{vendas}$
- b) para a mensuração do efeito *market-share*: $Y_{it} = \text{vendas}$

A adequação dos dados da equação (4) – referente à variação da produtividade do trabalho – com o questionário mencionado, por sua vez, será feita com base no critério seguinte:

$$B_{it} = \frac{VA_{it}}{PO_{it}} = \frac{(Y_{it} - CI_{it})}{PO_{it}} = [(\text{vendas} - \text{custo de insumos}) / \text{pessoal ocupado}]$$

e lembrando que $\pi(PO_{it}) = \frac{B_{it}}{M^*_{it}}$, sendo B_{it} a produtividade do trabalho e M^*_{it} o componente residual estimado pelas regressões.

A construção da base de dados enfrentou diversos problemas, cuja superação foi possível pela adoção dos seguintes procedimentos:

- i. como as características do questionário das PIAs modificaram-se após 1996, o IBGE passou a denominar as duas pesquisas como, respectivamente, PIA velha (até 1995, inclusive) e PIA nova (a partir de 1996, também inclusive). Neste caso, as variáveis extraídas dessas duas metodologias

19 Ver Apêndice 1.

20 Similarmente, $\Delta[\pi(PO_i)]$ é a fonte que explica a variação da produtividade do trabalho devida ao efeito-emprego; ΔS_i é o componente que explica a mesma variação atribuível ao efeito de *market-share*; e ΔM_i é a fonte que explica a mudança de produtividade decorrente dos efeitos residuais.

- de apuração de dados tiveram de ser compatibilizadas, posto que se basearam em questionários distintos;²¹
- ii. a falta de recursos financeiros acabou impedindo que o IBGE apurasse a PIA para 1991. Neste caso, os dados para este ano foram estimados tomando médias aritméticas simples dos valores observados nos anos imediatamente anterior (1990) e posterior (1992);²²
 - iii. antes de 1990, as unidades de pesquisa utilizadas, em vez de ULs, eram as chamadas unidades de produção (UPs), as quais nada mais eram do que ULs ainda mais desagregadas (exceto quando uma unidade local não tivesse qualquer outra subdivisão em unidades de produção). Assim, para o período 1988-1990 (inclusive) foi preciso agregar os dados por UPs das ULs a que pertenciam, a fim de alcançar o respectivo valor em nível de UL, tornando, com isso, única a base de dados;
 - iv. como já antecipado, usei a base de dados da PIA/ULs no nível 100 de agregação. Entretanto, como a partir da PIA nova (após 1996, inclusive) os dados da pesquisa do IBGE foram captados consoante a Classificação Nacional das Atividades Econômicas (CNAE), foi necessário utilizar o tradutor CNAE → Nível 100 sugerido por Muendler (2001, p. 51);
 - v. a amostra utilizada para a estimação econométrica da evolução da produtividade do trabalho contemplou um número de ULs inferior à amostra utilizada para a estimação da variação dos custos médios reais da indústria de transformação brasileira. A razão principal prendeu-se à evidência de que havia muitas ULs ao longo do período analisado cujos valores adicionados (*va*) haviam sido negativos. Como no primeiro passo da estimação econométrica (ver Apêndice 1) a regressão utilizou funções translog em que as variáveis principais foram expressas como logaritmos neperianos, obviamente não haveria solução matemática para os casos de existência de $\ln \bar{v} < 0$. A solução foi considerar apenas as ULs que tivessem apresentado *va* positivos. Por outro lado, na amostra de custos esse problema não apareceu;
 - vi. de qualquer forma, tanto a amostra utilizada para a estimação da evolução dos custos unitários quanto a usada para a estimação da mudança de produtividade contemplou um número de ULs bem inferior ao existente no banco de dados original,²³ uma vez que, tendo sido o cálculo final da variação de ambos realizado em tempo discreto (de acordo com as equações 7 e 8, respectivamente), comparando-se o ano final em relação ao ano inicial, foi preciso considerar apenas as ULs sobreviventes, a fim de minimizar distorções nos resultados finais;²⁴
 - vii. todas as variáveis expressas em valores monetários foram transformadas para a unidade monetária brasileira atual (real). Além disso, uma vez compatibilizada a base de dados com as variáveis utilizadas no modelo (as variáveis observadas, neste caso), todas as variáveis expressas em valores correntes (nas respectivas moedas nacionais então em vigor) foram transformadas para

21 Para essa compatibilização foram úteis não apenas o artigo de Muendler (2001), que procurou desvendar e propor soluções para os diversos problemas relacionados a ambas as pesquisas, como também as sugestões de Wasmália Bivar, então Chefe do Departamento de Indústria do IBGE, e Mário Luiz Possas.

22 Procedimento semelhante foi adotado por Olley e Pakes (1996).

23 Para se ter uma idéia, o número de ULs constante no banco de dados original para anos de 1988, 1994 e 1998 era de, respectivamente, 8.120, 10.803 e 40.251. O total de dados do setor "manutenção, reparação e instalação de máquinas" já se encontrava muito reduzido em 1998 (apenas 4 ULs), relativamente a 1988 (306 ULs) e 1994 (320 ULs), uma vez que no trabalho de cruzamento dos dados CNAE com o nível 100, elaborado por Muendler (2001, p. 51) para o período posterior a 1996 (conforme já descrito no item iv), este autor não incluiu o referido setor em sua tabela. De acordo com informações obtidas no Departamento de Indústria (DEIND) do IBGE, na fase de coleta e elaboração dos dados para este trabalho, Muendler, após ter distribuído a maior parte das ULs do setor "manutenção, reparação e instalação de máquinas" para os demais setores – o que sugere a irrelevância econômica relativa deste setor –, teria deixado remanescentes essas 4 ULs no banco de dados.

24 Nesse caso, não foi corrigido, em princípio, o viés de seleção para o caso da estimação da mudança de produtividade do trabalho e dos custos médios. Como apontado por Olley e Pakes (1996), o principal problema criado por um painel homogêneo de plantas (*balanced panel*) é superestimar os resultados relacionados à mudança de eficiência. No entanto, como mostraram Levinsohn e Petrin (2003), o estimador *between* (utilizado como método de regressão - ver Apêndice 1) é suficiente para minimizar vieses de seleção em painéis com amostra relativamente reduzida.

valores constantes (em reais), utilizando-se como deflator o Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG) da Fundação Getúlio Vargas (FGV-Rio).²⁵ Cabe ressaltar que, em virtude das mudanças de moedas ocorridas nos Planos de Estabilização implementados no período, foi preciso incorporar tais modificações nos deflatores de preços utilizados, consoante os conversores constantes em Muendler (2001, p. 18). Este procedimento só não foi adotado para o período posterior a 30 de junho de 1994, uma vez que a mudança monetária ali introduzida passou a ser incorporada aos deflatores pela FGV.

4 OS RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO

As Tabelas 1 e 2 mostram a evolução e a decomposição da produtividade do trabalho para os períodos 1988-1994 e 1994-1998, respectivamente. Enquanto os resultados concernentes à variação total da produtividade do trabalho (em percentuais acumulados) nos referidos períodos estão indicados na penúltima coluna das Tabelas 1 e 2, nas três colunas anteriores a esta estão indicadas as contribuições (em pontos percentuais) de cada um dos fatores explicativos da melhora ou piora da *performance* produtiva. Assim sendo, a variação total corresponde à soma algébrica dos pontos percentuais concernentes a cada uma das causas explicativas do aumento (ou redução) da produtividade, quais sejam, os **efeitos-emprego**, *market-share* e **residuais**. Além disso, os setores foram classificados segundo os ganhos de produtividade alcançados em cada período, seguindo os critérios usuais de agrupamento estatístico em quartis.

Comparando-se os dados das Tabelas 1 e 2, constata-se, de imediato, que os resultados bastante distintos com respeito aos ganhos de produtividade obtidos entre 1988 e 1994 (8,7%, correspondentes a um crescimento médio anual de 1,4%), de um lado, e 1994 e 1998 (21,6% ou 5% a.a.), de outro, refletiram as diferentes características da liberalização comercial e da conjuntura macroeconômica vigentes nesses dois subperíodos.²⁶ Como já mencionado, entre 1988 e 1994, o crescimento da produtividade do trabalho da indústria de transformação no Brasil foi de 8,7%, ou seja, um incremento médio anual de 1,4%. Nesse período, o principal fator explicativo para os ganhos de produtividade foi, predominantemente, o **efeito-emprego** (correspondente a 57% do total), indicando que, no processo de reestruturação inicial da economia brasileira, a maior parte das empresas privilegiou o enxugamento de mão-de-obra em suas estratégias de conformação ao novo ambiente competitivo. Ainda assim, a contribuição dos **efeitos residuais** (equivalentes a 40% do total), atribuíveis à incorporação de novas técnicas produtivas, externalidades econômicas positivas, aquisição de máquinas e equipamentos e demais fatores já descritos na apresentação do modelo de estimação, foi também importante para explicar os ganhos de produtividade do trabalho nesse sub-período. Além disso, todos os setores apresentaram crescimento da produtividade do trabalho no período. Os ganhos de produtividade do trabalho na indústria de transformação obtidos entre 1994-1998 foram expressivamente superiores aos que haviam sido alcançados no período anterior. Esses resultados sugerem que após o Plano Real os cortes drásticos de tarifas de importação ocorridos em diversos setores,²⁷ aliados à expressiva apreciação da taxa de câmbio real, forçaram as empresas a um maior esforço de reestruturação produtiva. O novo ambiente de maior estabilidade de preços pode ter também contribuído para que os ganhos de produtividade do trabalho na indústria de transformação no período 1994-1998 tenham superado significativamente os do período 1988-1994.

25 Toda a base de dados (corrente e deflacionada) foi armazenada em CD e encontra-se disponível com o autor deste artigo.

26 Enquanto no período 1988-1994 a economia brasileira caracterizou-se por um ambiente de baixo crescimento e inflação crônica (com prováveis impactos negativos sobre o comportamento da eficiência produtiva), no período 1994-1998 o ambiente macroeconômico foi dominado por níveis baixos e estáveis de inflação e apreciação da taxa de câmbio real (com prováveis efeitos positivos sobre o comportamento da produtividade). Mais detalhes podem ser encontrados em Nassif (2003, cap. IV).

27 Ver Kume (1996).

Tabela 1 – Variação e decomposição da produtividade do trabalho no Brasil (1988-1994)

Nível	Unidades	Setores	Efeitos				Crescimento médio anual (em %)
			Emprego	Market- Share	Residuais	Total (em %)	
50	Locais						
Setores com elevados ganhos de produtividade do trabalho							
09	1	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	16,37	-5,86	20,17	30,69	4,56
03	2	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	20,10	7,15	2,01	29,26	4,37
11	12	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações	12,60	0,26	7,87	20,74	3,19
05	12	Siderurgia	3,98	-1,80	18,17	20,34	3,13
17	32	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	12,26	2,09	3,19	17,54	2,73
10	41	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	7,80	-0,12	6,49	14,17	2,23
16	19	Indústria da borracha	6,48	-0,29	6,89	13,08	2,07
13	33	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	7,32	0,27	4,95	12,53	1,99
Setores com ganhos médios de produtividade do trabalho							
23	27	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	6,67	1,20	3,47	11,34	1,81
18	25	Refino de petróleo e indústria petroquímica	5,27	-1,07	6,49	10,69	1,71
02	23	Extração de minerais (exclusive combustíveis minerais)	5,44	0,10	4,94	10,48	1,68
28	12	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	6,51	0,84	2,45	9,80	1,57
29	2	Indústria do açúcar	4,55	1,12	4,04	9,71	1,56
25	26	Indústria do café	5,50	0,38	2,69	8,57	1,38
27	18	Abate e preparação de carnes	4,53	1,10	2,87	8,50	1,37
Setores com baixos ganhos de produtividade do trabalho							
06	18	Metalurgia dos não ferrosos	4,26	-1,47	4,97	7,76	1,25
04	78	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	4,12	0,08	3,55	7,75	1,25
19	17	Fabricação de produtos químicos diversos	4,67	1,30	1,58	7,56	1,22
26	76	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	3,91	-0,02	3,24	7,13	1,16
24	34	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	4,34	0,91	1,85	7,10	1,15
08	72	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	3,32	-0,05	3,31	6,59	1,07
31	45	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	3,30	0,01	2,69	5,99	0,97
Setores com muito baixos ganhos de produtividade do trabalho							
07	60	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	3,41	0,14	2,43	5,98	0,97
15	57	Indústria de papel e gráfica	3,38	0,40	1,77	5,55	0,90
30	4	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	5,53	-3,62	3,54	5,44	0,89
14	56	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	3,56	-0,28	2,13	5,41	0,88
21	37	Indústria de transformação de material plástico	2,76	0,05	1,75	4,55	0,75
20	34	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	1,84	-0,17	1,15	2,82	0,46
22	65	Indústria têxtil	1,15	-0,01	0,91	2,05	0,34
12	7	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	0,95	-0,58	1,07	1,44	0,24
Total	945		5,01	0,16	3,49	8,66	1,39
1º Quartil				0,97			
Mediana				1,31			
3º Quartil				1,94			

Tabela 2 - Variação e decomposição da produtividade do trabalho no Brasil (1994-1998)

Nível	Unidades	Setores	Efeitos			Crescimento médio anual (em %)	
			Emprego	Market-Share	Residuais		
50	Locais				Total (em %)		
Setores com elevados ganhos de produtividade do trabalho							
09	1	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	37,36	7,13	19,48	63,97	13,16
05	12	Siderurgia	27,35	2,29	8,04	37,68	8,32
10	41	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	16,65	0,15	16,69	33,49	7,49
12	7	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	25,18	4,26	1,51	30,95	6,97
02	23	Extração de minerais (exclusive combustíveis minerais)	20,38	1,11	8,81	30,30	6,84
16	19	Indústria da borracha	12,53	-0,32	18,04	30,25	6,83
03	2	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	14,63	9,40	5,44	29,47	6,67
11	12	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações	15,89	-0,56	14,12	29,45	6,67
Setores com ganhos médios de produtividade do trabalho							
13	33	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	12,32	-1,03	14,04	25,32	5,81
18	25	Refino de petróleo e indústria petroquímica	17,97	1,45	5,33	24,75	5,68
06	18	Metalurgia dos não ferrosos	9,84	3,72	10,39	23,95	5,51
30	4	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	5,39	10,17	7,45	23,01	5,31
17	32	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	11,18	1,03	7,14	19,35	4,52
27	18	Abate e preparação de carnes	6,63	-1,34	11,61	16,89	3,98
31	45	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	11,04	-1,25	6,47	16,25	3,84
Setores com baixos ganhos de produtividade do trabalho							
26	76	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	9,06	-1,10	8,01	15,97	3,77
24	34	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	7,73	-0,10	7,80	15,43	3,65
23	27	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	5,77	-1,60	11,08	15,25	3,61
19	17	Fabricação de produtos químicos diversos	7,38	-0,89	8,26	14,76	3,50
28	12	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	6,45	-0,27	8,53	14,71	3,49
29	2	Indústria do açúcar	9,81	-0,24	4,35	13,92	3,31
04	78	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	5,46	-0,09	8,45	13,82	3,29
Setores com muito baixos ganhos de produtividade do trabalho							
07	60	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	5,64	-0,16	6,43	11,91	2,85
08	72	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	6,36	0,13	4,79	11,28	2,71
25	26	Indústria do café	5,05	-0,34	5,43	10,14	2,44
21	37	Indústria de transformação de material plástico	5,98	0,66	3,35	9,99	2,41
15	57	Indústria de papel e gráfica	5,11	0,24	4,24	9,59	2,32
20	34	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	4,95	-0,01	2,53	7,47	1,82
22	65	Indústria têxtil	2,60	0,09	1,92	4,61	1,13
14	56	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	0,79	0,08	0,32	1,20	0,30
Total	945		11,68	1,23	8,74	21,65	5,02
	1º Quartil			2,96			
	Mediana			3,80			
	3º Quartil			6,45			

Além disso, dos 21,6% dos ganhos totais de produtividade acumulados no período 1994-1998, as contribuições dos **efeitos-emprego** (54% do total) continuaram superando os **efeitos residuais** (40% do total). Esses resultados sugerem que após o Plano Real as empresas continuaram privilegi-

ando o enxugamento de mão-de-obra (explicado pelo **efeito-emprego**)²⁸ em suas estratégias de ajustamento e reestruturação produtiva,²⁹ apesar de a incorporação de técnicas produtivas mais próximas da fronteira internacional, via aquisição de bens de capital ou mesmo maior esforço tecnológico endógeno às decisões estratégicas das empresas (explicada pelos **efeitos residuais**), ter sido também importante para explicar os ganhos de produtividade ocorridos no período

Essa constatação permite apontar respostas mais precisas para uma das controvérsias do debate sobre o aumento da produtividade do trabalho no Brasil na década de 1990. Embora esse debate tenha levado a um maior consenso sobre o papel fundamental da liberalização comercial para os ganhos de produtividade obtidos no período,³⁰ havia relativo desacordo com respeito às fontes principais desses ganhos. Feijó e Carvalho (1994) ressaltaram que o aumento de produtividade teria sido como principais fontes explicativas a incorporação de inovações tecnológicas propriamente ditas e as mudanças de métodos gerenciais. Salm, Sabóia e Carvalho (1997), por meio de um *survey* realizado com firmas líderes, chegaram a encontrar expressiva correlação entre o incremento de produtividade em doze setores industriais e o grau de adoção de novos métodos gerenciais. Amadeo e Gonzaga (1996), embora reconhecendo o peso exercido pelas mudanças organizacionais e pela terceirização de atividades produtivas em diversos setores da indústria, acentuaram o papel das importações de máquinas, equipamentos e demais componentes importados.

É importante ressaltar que o trabalho de Muendler (2004) foi pioneiro no esforço de quantificar as forças causais dos ganhos de produtividade na indústria de transformação no Brasil. No modelo proposto pelo autor, a liberalização comercial pode afetar a mudança de produtividade por meio de três fatores causais: o acesso mais barato a insumos estrangeiros (notadamente máquinas e equipamentos); a pressão competitiva oriunda da entrada potencial ou efetiva de produtos importados; e a “depuração” proporcionada pela saída de firmas ineficientes de cada um dos setores formadores da indústria manufatureira como um todo.³¹ No entanto, por trabalhar com o critério de produtividade total dos fatores (PTF), seu modelo não permite decompor, mensurar e responder se os ganhos de produtividade obtidos foram resultantes de enxugamento de mão-de-obra ou incorporação de novas técnicas produtivas, como propõe o modelo utilizado no presente artigo.

As evidências empíricas aqui apresentadas são inequívocas a esse respeito: tanto na primeira etapa do processo de liberalização comercial (1988-1994) quanto no período posterior ao Plano Real (1994-1998), o enxugamento de mão-de-obra funcionou como a força motora fundamental dos ganhos totais de produtividade na indústria de transformação, ainda que a incorporação de novas tecnologias e variantes tenha também atuado como fonte expressiva desses ganhos. **Grosso modo**, seria lícito afirmar que o desemprego de mão-de-obra, consubstanciado pela maior racionalização da produção nas plantas produtivas existentes, foi a principal fonte explicativa dos ganhos de produtividade da indústria de transformação brasileira ao longo de todo o período analisado (1988-1998).

28 É preciso lembrar que, seguindo o significado do primeiro componente explicativo da variação da produtividade (o **efeito-emprego**), a substituição de trabalho por capital neste caso não implica, necessariamente, incorporação de novos bens de capital ao processo produtivo (caso do terceiro componente, os **efeitos residuais**), mas que o mesmo estoque de capital preexistente está sendo utilizado com menor quantidade de mão-de-obra ocupada. O aumento da relação capital-trabalho, neste caso, tem caráter “recessivo”, porque o aumento da produtividade é obtido, *ceteris paribus*, sem que haja incremento de novos investimentos.

29 Evidentemente, o modelo econométrico não permite separar as principais forças explicativas da incorporação e difusão de inovações tecnológicas.

30 Houve, no entanto, quem discordasse. Silva *et alii* (1993), por exemplo, suspeitavam que, em vez da liberalização comercial, os ganhos de produtividade obtidos na primeira metade dos anos de 1990 estivessem associados à forte recessão do início da década, cujos efeitos teriam impedido a incorporação de técnicas modernas via investimentos e muito menos via novos métodos gerenciais.

31 Com base em dados extraídos da PIA-Empresa do IBGE, o autor concluiu neste artigo que as duas últimas forças foram preponderantes para explicar o aumento da produtividade total dos fatores no período 1986-1998, enquanto o acesso a insumos estrangeiros teve menor importância.

Tabela 3 – Variação e decomposição dos custos médios no Brasil (1988-1994)

Nível	Unidades	Setores	Efeitos				Variação média anual (em %)
			Escala	Market- Share	Residuais	Total (em %)	
50	Locais						
Setores com expressivas reduções de custos unitários							
11	26	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comun.	-15,22	-3,64	-0,25	-19,11	-5,16
26	132	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	-6,79	-5,17	-7,08	-19,03	-5,14
06	43	Metalurgia dos não ferrosos	-31,07	2,09	11,68	-17,31	-4,64
12	27	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	-15,95	-0,69	2,38	-14,26	-3,77
14	124	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	-5,83	-0,68	-4,28	-10,79	-2,81
03	7	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	-13,18	1,52	1,33	-10,33	-2,69
17	101	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	-3,59	-0,44	-5,99	-10,03	-2,61
22	146	Indústria têxtil	-1,28	-0,13	-8,34	-9,75	-2,53
Setores com reduções médias de custos unitários							
08	144	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	-2,50	-0,26	-6,81	-9,57	-2,48
20	59	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	-4,84	1,89	-6,17	-9,12	-2,36
04	139	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	-0,39	0,61	-8,94	-8,73	-2,26
21	89	Indústria de transformação de material plástico	-3,28	-0,78	-3,46	-7,51	-1,93
15	142	Indústria de papel e gráfica	-0,73	1,40	-7,96	-7,29	-1,87
31	112	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	-1,03	0,40	-6,18	-6,81	-1,75
25	47	Indústria do café	-5,96	-0,13	-0,13	-6,21	-1,59
Setores com baixas reduções de custos unitários							
18	45	Refino de petróleo e indústria petroquímica	-4,21	-0,59	-0,73	-5,53	-1,41
19	45	Fabricação de produtos químicos diversos	-2,43	1,78	-4,64	-5,29	-1,35
10	78	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	-1,93	0,34	-2,56	-4,15	-1,05
29	14	Indústria do açúcar	-3,34	0,73	-1,31	-3,92	-0,99
02	44	Extração de minerais (exclusive combustíveis minerais)	-11,42	-0,78	9,28	-2,91	-0,74
09	4	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	-1,15	-0,91	-0,42	-2,49	-0,63
28	39	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	1,29	-0,21	-2,48	-1,41	-0,35
Setores com muito baixas reduções de custos unitários							
13	63	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	-1,30	2,36	-2,09	-1,03	-0,26
27	51	Abate e preparação de carnes	1,26	3,65	-4,41	0,51	0,13
24	65	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	1,41	4,52	-4,20	1,74	0,43
23	61	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	3,58	1,78	-2,19	3,18	0,79
05	34	Siderurgia	-9,05	5,34	7,52	3,81	0,94
16	38	Indústria da borracha	-6,71	-1,55	23,05	14,79	3,51
07	169	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	-3,90	-0,76	19,75	15,10	3,58
30	16	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	-6,47	18,47	10,08	22,09	5,12
Total	2104		-4,59	0,46	-1,39	-5,52	-0,81
	1º Quartil			-9,71			
	Mediana			-5,87			
	3º Quartil			-1,12			

Tabela 4 – Variação e decomposição dos custos médios no Brasil (1994-1998)

Nível	Unidades	Setores	Efeitos				Variação média anual (em %)
			Escala	Market- Share	Residuais	Total (em %)	
50	Locais						
Setores com expressivas reduções de custos unitários							
07	169	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	0,61	1,15	-42,36	-40,60	-12,21
30	16	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	-25,91	-23,64	10,58	-38,98	-11,62
27	51	Abate e preparação de carnes	-7,60	-7,04	-13,15	-27,79	-7,82
05	34	Siderurgia	-21,47	-18,52	15,84	-24,14	-6,68
28	39	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	-5,56	-4,91	-2,97	-13,44	-3,54
06	43	Metalurgia dos não ferrosos	-15,49	-13,67	17,55	-11,61	-3,04
24	65	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	-8,22	-6,11	3,37	-10,96	-2,86
02	44	Extração de minerais (exclusive combustíveis minerais)	-1,65	-3,19	-0,43	-5,27	-1,34
Setores com reduções médias de custos unitários							
20	59	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	-7,42	-5,17	7,56	-5,03	-1,28
23	61	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	-5,86	-4,78	5,90	-4,74	-1,21
31	112	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	-2,93	-2,44	0,92	-4,45	-1,13
17	101	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	-3,17	-1,59	0,47	-4,29	-1,09
10	78	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	-2,49	-1,78	0,16	-4,11	-1,04
22	146	Indústria têxtil	-1,99	-1,57	0,01	-3,55	-0,90
08	144	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	-2,37	-2,09	1,01	-3,44	-0,87
Setores com baixas reduções de custos unitários							
15	142	Indústria de papel e gráfica	-3,49	-2,14	2,37	-3,26	-0,82
04	139	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	-1,87	-1,38	0,36	-2,89	-0,73
14	124	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	-2,37	-1,61	1,23	-2,75	-0,69
18	45	Refino de petróleo e indústria petroquímica	-1,58	0,64	-1,59	-2,53	-0,64
21	89	Indústria de transformação de material plástico	-1,18	-0,51	-0,09	-1,78	-0,45
11	26	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações	-3,34	-2,40	4,45	-1,30	-0,33
26	132	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	-0,38	0,00	-0,50	-0,88	-0,22
Setores com muito baixas reduções de custos unitários							
13	63	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	-1,54	-1,10	2,24	-0,40	-0,10
29	14	Indústria do açúcar	-0,35	-1,72	2,24	0,17	0,04
03	7	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	1,57	0,29	-0,05	1,81	0,45
19	45	Fabricação de produtos químicos diversos	-5,99	-4,40	12,39	2,00	0,50
16	38	Indústria da borracha	0,32	4,13	2,01	6,46	1,58
12	27	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	1,84	-3,04	16,92	15,72	3,72
25	47	Indústria do café	10,43	10,17	-3,72	16,89	3,98
09	4	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	5,81	8,93	3,23	17,97	4,22
Total	2104		-5,07	-4,11	0,10	-9,07	-1,88
1º Quartil				-5,21			
Mediana				-3,35			
3º Quartil				-0,52			

Cabe observar, no entanto, que, em nenhum dos dois períodos analisados, a contração de força de trabalho prevaleceu sobre as demais fontes em todos os setores da indústria manufatureira brasileira. Entre 1988 e 1994, por exemplo, os setores de "manutenção, reparação e instalação de

máquinas", "siderurgia", "petroquímica" e "metalurgia dos não-ferrosos" tiveram nos efeitos residuais sua principal fonte dos ganhos totais de produtividade. Entre 1994 e 1998, supostamente beneficiando-se de uma conjuntura que combinava inflação relativamente baixa e estável com taxa de câmbio real apreciada, um número ainda maior de setores da indústria brasileira (13, num total de 30) teve como fonte principal de seus ganhos de eficiência produtiva a incorporação de novas técnicas produtivas, aquisições de máquinas e equipamentos e outros efeitos residuais, destacando-se "vestuário e acessórios", "abate e preparação de carnes", "indústria da borracha", "preparação de leite e laticínios" e "outros veículos" (onde se inclui o segmento produtor de aeronaves).

Como mostram as Tabelas 3 e 4, por seu turno, foram notórias as reduções dos custos unitários na indústria de transformação brasileira em termos reais nos dois períodos e, à semelhança dos resultados obtidos para a produtividade do trabalho, os cortes de custos médios acumulados entre 1994 e 1998 foram mais expressivos do que os verificados entre 1988 e 1994. Outra constatação interessante revelada pelos resultados acerca dos componentes explicativos da mudança dos custos unitários reais é que os efeitos residuais, decorrentes da incorporação de inovações tecnológicas e externalidades econômicas positivas – ao contrário do que havia ocorrido com o aumento da produtividade do trabalho ao longo de todo o período analisado (1988-1998) –, pouco contribuíram para explicar as reduções nos custos médios da indústria de transformação como um todo. De fato, a contribuição dos efeitos residuais de apenas -1,4 ponto porcentual entre 1988 e 1994, e de praticamente zero entre 1994 e 1998, sugere que houve absorção de novas técnicas produtivas (conforme os resultados decompostos para a produtividade do trabalho, já analisados consoante as Tabelas 1 e 2), mas que não foram estas as responsáveis principais pelas reduções de custos médios reais efetivados ao longo do período como um todo (1988-1998).

Como mostram os dados, nos dois períodos os cortes de custos médios em termos reais foram proporcionados principalmente por maiores ganhos de escala (-4,6 pontos porcentuais entre 1988-1994 e -5,1 pontos porcentuais entre 1994-1998, ou 83% e 56% do total, respectivamente), embora se constate também que no período 1994-1998 o efeito *market-share* tenha sido um importante fator explicativo das reduções de custos unitários observados na indústria de transformação (representando -4,1 pontos porcentuais, ou 45% do total).

Também no caso dos ganhos de eficiência por redução de custos unitários reais, embora a contribuição dos efeitos residuais tenha sido praticamente desprezível para a média da indústria, essa conclusão não é válida para todos os setores. Entre 1988 e 1994, a incorporação de novas técnicas produtivas e demais efeitos residuais foram responsáveis por mais de 100% da redução total dos custos médios reais nas indústrias de "fabricação de outros veículos", "preparação de leite e laticínios", "papel e gráfica" e "minerais não-metálicos", tendo também atuado como fonte principal para tais ganhos de eficiência nos setores de "alimentos e bebidas", "químicos diversos", "têxtil", "máquinas e equipamentos", dentre outros. No período posterior ao Plano Real, contudo, apenas as indústrias de "outros produtos metalúrgicos", "abate e preparação de carnes", "petroquímica" e "produtos de origem vegetal (incluindo fumo)" tiveram nos efeitos residuais sua principal componente de redução dos custos médios reais.

Por outro lado, com o objetivo de avaliar os ganhos de eficiência técnica da indústria de transformação ao longo do período como um todo (1988-1998), procurei consolidar os ganhos de produtividade do trabalho e as reduções de custos médios obtidos nos dois períodos (1988-1994 e 1994-1998), consoante os resultados apresentados e analisados anteriormente. Para a consolidação e classificação final dos setores da indústria de transformação de acordo com os ganhos de eficiência técnica (ver Tabela 5, a seguir), foram adotados os seguintes procedimentos:

- i. as variações totais da produtividade do trabalho e dos custos médios acumuladas por cada setor no período como um todo (1988-1998) foram calculadas a partir dos respectivos resultados obti-

dos em cada um dos dois subperíodos (1988-1994 e 1994-1998). A título de exemplo, a variação total acumulada da produtividade do trabalho da “siderurgia” no período 1988-1998 resultou da consolidação dos ganhos de produtividade acumulados por essa indústria entre 1988-1994 (20,34%) e 1994-1998 (37,68%). Logo, a variação total acumulada da produtividade pelo referido setor entre 1988-1998 foi de $\{[1,2034 \times 1,3768] \times 100\} = 65,68\%$. Procedimento análogo foi adotado para a obtenção da variação total acumulada dos custos médios no período como um todo (1988-1998);

- ii. a classificação final de cada setor segundo o grau de eficiência técnica passou a ser o resultado de uma soma em que as notas (em ordem crescente de *performance*) variam de 1 (um) a 4 (quatro). Neste caso, por exemplo, dois setores distintos que, em termos de ganhos de produtividade acumulados no período 1988-1998 tenham sido agrupados no quarto e primeiro quartis, respectivamente, receberiam notas 4 (máxima) e 1 (mínima), também respectivamente; adicionalmente, se estes mesmos setores, em termos de suas respectivas reduções acumuladas de custos unitários no período como um todo, tivessem sido agrupados no quarto e primeiro quartis, receberiam notas 1 (máxima) e 4 (mínima), respectivamente;³²
- iii. por fim, a classificação final é o resultado consolidado da soma das pontuações obtidas para os resultados em termos de ganhos de produtividade e de reduções de custos médios no período como um todo (1988-1998), de modo que o *ranking* é apresentado em ordem decrescente de acordo com os ganhos de eficiência técnica, como mostram os dados da Tabela 5.³³ Nos casos de setores que tenham obtido idêntica pontuação final, o critério para desempate foi escolher o que tenha tido melhor *performance* em termos de ganhos de produtividade do trabalho no período como um todo, casos, por exemplo, dos setores “extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis” e “fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico”, dentre outros.

Cabe ressaltar, no entanto, que essa nova classificação comporta apenas três grupos de setores (e não mais quatro, como nas classificações anteriores): **setores com elevados ganhos de eficiência técnica**; **setores com ganhos médios de eficiência técnica**; e **setores com baixos ganhos de eficiência técnica**.³⁴ Sendo assim, a Tabela 5 discrimina os setores da indústria de transformação brasileira segundo os ganhos de eficiência técnica obtidos no período posterior à liberalização comercial (1988-1998).

32 Como se pode observar nas Tabelas 3 e 4, os setores agrupados no quarto e primeiro quartis são os de piores e melhores resultados, respectivamente, justificando, portanto, que no caso da *performance* em termos de redução dos custos médios, os setores classificados no quarto quartil devem ter nota mínima (1) e os classificados no primeiro quartil, nota máxima (4).

33 A metodologia de classificação está resumida no rodapé da Tabela 5.

34 Uma vez que as regressões referentes aos períodos 1988-1994 e 1994-1998 tomaram por base tamanhos de amostras distintos, a redução para três grupos foi feita para se evitar distorções quantitativas sobre a *performance* consolidada dos setores em termos de seus respectivos níveis de eficiência técnica. O caso da “siderurgia” é paradigmático a esse respeito: por um critério puramente qualitativo, o setor poderia terminar classificado como de médios ganhos de eficiência técnica ou até mesmo de baixos ganhos de eficiência técnica se o critério fosse de divisão em quatro grupos, tendo em vista os diferentes resultados alcançados na evolução da produtividade do trabalho (muito baixos ganhos entre 1988-1994 e ganhos médios entre 1994-1998) e de custos unitários (muito baixas reduções entre 1988-1994 e expressivas reduções entre 1994-1998). Pelo novo critério, elimina-se a distorção: os ganhos médios de produtividade do trabalho e as expressivas reduções de custos unitários obtidos no período 1994-1998 mais do que compensaram os resultados medíocres alcançados nos anos 1988-1994, de modo que, na consolidação final, o setor siderúrgico revelou-se como o de melhor *performance* em termos de ganhos de eficiência técnica da indústria de transformação brasileira.

Tabela 5 – Classificação dos setores da indústria de transformação brasileira, segundo o *ranking* de eficiência técnica

Nível 50	Setores	Produtividade do trabalho	Custos médios	Pontuação		
				Varição total acumulada 1988-1998 – (em %)	Varição total acumulada 1988-1998 (em %)	P88-98
Setores com elevados ganhos de eficiência técnica						
05	Siderurgia	65,68	-21,25	4	4	8
11	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações	56,30	-20,16	4	4	8
06	Metalurgia dos não ferrosos	33,57	-26,91	3	4	7
30	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	29,71	-25,50	3	4	7
27	Abate e preparação de carnes	26,83	-27,42	3	4	7
03	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	67,35	-8,71	4	2	6
10	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	52,41	-8,09	4	2	6
02	Extração de mineral (exclusive combustíveis minerais)	43,96	-8,03	4	2	6
17	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	40,29	-13,89	3	3	6
28	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	25,95	-14,66	2	4	6
Setores com ganhos médios de eficiência técnica						
26	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	24,24	-19,75	2	4	6
09	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	114,29	15,03	4	1	5
16	Indústria da borracha	47,28	22,20	4	1	5
13	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	41,03	-1,43	4	1	5
18	Refino de petróleo e indústria petroquímica	38,08	-7,92	3	2	5
31	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	23,22	-10,97	2	3	5
04	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	22,64	-11,36	2	3	5
07	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	18,60	-31,63	1	4	5
12	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	32,83	-0,78	3	1	4
23	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	28,33	-1,71	3	1	4
Setores com baixos ganhos de eficiência técnica						
24	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	23,63	-9,41	2	2	4
08	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	18,60	-12,68	1	3	4
20	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	10,50	-13,69	1	3	4
22	Indústria têxtil	6,75	-12,95	1	3	4
14	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	6,67	-13,24	1	3	4
29	Indústria do açúcar	24,98	-3,76	2	1	3
19	Fabricação de produtos químicos diversos	23,43	-3,40	2	1	3
15	Indústria de papel e gráfica	15,68	-10,31	1	2	3
21	Indústria de transformação de material plástico	15,00	-9,16	1	2	3
25	Indústria do café	19,57	9,63	1	1	2
1º Quartil		20,34	-14,47			
Mediana		26,39	-10,64			
3º Quartil		40,85	-4,80			
Pontuação utilizada: 1º Quartil		1	4			
2º Quartil		2	3			
3º Quartil		3	2			
4º Quartil		4	1			

Com relação aos resultados ilustrados na Tabela 5, cabem algumas observações:

- i. note-se que o grupo de setores que obtiveram elevados ganhos de eficiência técnica é bastante diversificado quanto à natureza de sua base tecnológica, contendo ali uma indústria tradicional de tecnologia predominantemente intensiva em capital (“siderurgia”), setores também capital-

- intensivos, mas com uso expressivo de recursos naturais em seu processo produtivo (“extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis” e “produção de elementos químicos não-petroquímicos ou carboquímicos”), indústrias cujos processos de produção utilizam, de forma intensiva ou relativamente expressiva, recursos naturais e/ou mão-de-obra existentes em abundância no País (“fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação”, “abate e preparação de carnes”, “extração de minerais - exclusive combustíveis minerais” e “resfriamento e preparação de leites e laticínios”) e até indústrias que estão na vanguarda do progresso técnico mundial (“fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações” e “fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico”);
- ii. também no grupo de setores que obtiveram os mais elevados ganhos de eficiência técnica no Brasil após a liberalização comercial encontram-se cinco indústrias que conseguiram apresentar, simultaneamente, resultados considerados excelentes tanto em termos dos ganhos acumulados de produtividade do trabalho quanto em termos de reduções dos seus custos unitários reais, casos da “siderurgia”, “fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações”, “metalurgia dos não-ferrosos”, “fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação” e “abate e preparação de carnes”;
- iii. o grupo de setores que obtiveram ganhos médios de eficiência técnica contém segmentos cujos processos de produção são intensivos em capital e/ou tecnologia, casos de “fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos” (devido à presença do segmento produtor de aeronaves comerciais de médio porte), “refino de petróleo e indústria petroquímica”, “fabricação de produtos de minerais não-metálicos” e “fabricação de automóveis, caminhões e ônibus”; ainda assim, destacam-se neste grupo dois setores que, a despeito de terem revelado ganhos expressivos de produtividade do trabalho acumulados no período, tiveram aumentos significativos de custos médios reais (casos da “manutenção, reparação e instalação de máquinas”³⁵ e “indústria da borracha”);
- iv. mesmo no grupo de indústrias que alcançaram os mais baixos ganhos de eficiência técnica, todas obtiveram ganhos acumulados de produtividade do trabalho, e à exceção da “indústria do café”, todas as demais conseguiram reduzir os seus custos médios reais ao longo do período da liberalização comercial como um todo (1988-1998).

5 CONCLUSÃO

Em consonância com os resultados já divulgados pela maior parte dos trabalhos de investigação sobre o tema, as evidências empíricas derivadas do modelo de estimação com base em dados de plantas industriais, apresentado neste artigo, confirmam que os anos de 1990 marcaram a retomada do ritmo de crescimento da produtividade do trabalho na economia brasileira, depois de um período de forte declínio e estagnação na segunda metade da década anterior. Os resultados mostraram ganhos de produtividade e redução dos custos médios reais na indústria de transformação brasileira entre 1988 e 1998, período correspondente à deflagração e consolidação do processo de liberalização comercial no Brasil.

As vantagens do modelo aqui apresentado é que ele permite também decompor e mensurar as contribuições das principais fontes dos ganhos de eficiência técnica e, ao isolar o componente emprego, dar respostas mais consistentes para uma das perguntas que alimentaram o debate sobre a origem dos ganhos de produtividade na indústria manufatureira ao longo dos anos de 1990. Com

³⁵ A mais elevada *performance* em termos dos ganhos de produtividade do trabalho acumulados pelo setor de “manutenção, reparação e instalação de máquinas” deve ser analisada com cautela, haja vista o reduzidíssimo tamanho da amostra neste caso (apenas uma unidade local).

efeito, nos períodos analisados (1988-1994 e 1994-1998), a retração do nível de emprego industrial foi responsável por mais de 50% dos ganhos de produtividade da indústria de transformação (da ordem de 1,4% a.a. e 5,0% a. a., respectivamente), ao passo que os elementos ligados às inovações, mudanças de técnicas produtivas, importações de máquinas e equipamentos e demais forças “residuais” representaram cerca de 40% desses ganhos antes e após o Plano Real. Além disso, a indústria manufatureira brasileira experimentou retração dos custos médios reais (da ordem de -0,8% a.a. entre 1988-1994 e -1,9% a.a. entre 1994-1998), mas, neste caso, os benefícios proporcionados por economias de escala foram a principal fonte explicativa nos dois períodos analisados (correspondentes a cerca de 85% do total entre 1988-1994 e de 55,9% entre 1994-1998), ainda que os ganhos de *market-share* por parte de plantas consideradas eficientes tenham sido também importantes para explicar os cortes dos custos unitários no subperíodo 1994-1998 (representando cerca de 45% do total desses cortes). Como balanço geral, os resultados revelam que a diminuição do nível de emprego – neste caso, pelo aumento da relação capital-trabalho – atuou como a principal força motriz dos ganhos de produtividade, ao passo que as economias de escala foram a fonte mais relevante para proporcionar a retração dos custos médios reais no período como um todo (1988-1998).

Na consolidação geral dos resultados, conclui-se que todos os setores da indústria de transformação obtiveram ganhos de produtividade no período como um todo (1988-1998). Nesse mesmo período, os três únicos setores que experimentaram aumento dos custos médios reais foram a “indústria da borracha”, “indústria do café” e a de “manutenção, reparação e instalação de máquinas”. Como balanço final dos ganhos de eficiência técnica (produtividade e custos unitários) obtidos entre 1988 e 1998 figuraram como “campeões” (em ordem decrescente) os setores de “siderurgia”, “fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações”, “metalurgia dos não-ferrosos”, “fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação” e “abate e preparação de carnes”.

Finalmente, como os maiores ganhos de eficiência técnica ocorreram justamente no período 1994-1998, é lícito suspeitar de que não apenas o novo ambiente de inflação baixa e estável como também a redução da taxa de câmbio real atuaram como forças macroeconômicas coadjuvantes desse desempenho. Embora o modelo de estimação aqui apresentado não se tenha proposto fazer o controle dessas variáveis, a hipótese mais provável é que elas tenham atuado em conjunto com os impactos diretos da liberalização comercial propriamente dita em prol dos ganhos de eficiência técnica efetivados pela indústria de transformação brasileira.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amadeo, Edward J.; Gonzaga, Gustavo. *Salário, produtividade e câmbio: uma análise do custo unitário na indústria brasileira (1985-1995)*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia/PUC, 1996.
- Bonelli, Regis. Labor productivity in Brazil during the 1990's. *Texto para Discussão* n. 906. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.
- Bonelli, Regis; Fonseca, Renato. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 273-314, agosto 1998.
- Bruno, Michael. Duality, intermediate inputs and value-added. In: Fuss, M.; McFadden, D.L. (eds), *Production economics: a dual approach to theory and applications*, V. 2 (Applications of the Theory of Production). Amsterdam: North Holland, 1978.
- Chen, E. K. Y. The total factor productivity debate: determinants of economic growth in East Asia. *Asian-Pacific Economic Literature*, v. 11, n. 1, p. 18-39, May 1997.

- Cornwell, C.; Sickles, R.; Schmidt, P. Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics* 45, p. 185-200, 1990.
- Feijó, Carmen A.; Carvalho, Paulo G. M. Sete teses equivocadas sobre o aumento da produtividade industrial nos anos recentes. *Boletim de Conjuntura*. Rio de Janeiro: IE/UFRJ, 1994.
- Greene, William H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice-Hall, 1997.
- Griliches, Zvi; Hausman, Jerry A. Errors in variables in panel data. *Journal of Econometrics*, North-Holland 31, p. 93-118, 1986.
- Grossman, Gene M.; Helpman, Elhanan. *Innovation and growth in the global economy*. Cambridge (Mass.): The MIT Press, 1991.
- Hay, Donald A. The post 1990 Brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing firms: productivity, market share and profits. *The Economic Journal*, v. 111, n. 473, p. 620-641, July 2001.
- IBGE. *Pesquisa industrial*. V. 13, n. 2, p. 1-143. Rio de Janeiro: IBGE, 1994.
- Levinsohn, James; Petrin, Amil. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70, p. 317-342, 2003.
- Muendler, Marc-Andreas. *The pesquisa industrial anual, 1986-1998: a detective's report* Rio de Janeiro, 2001. Mimeografado. Disponível no website: socrates.berkeley.edu/muendler/.
- _____. Trade, technology, and productivity: a study of Brazilian manufacturers, 1986-1998. *CESifo Working Paper*, 1148, March 2004.
- Nassif, André. *Liberalização comercial e eficiência econômica: a experiência brasileira*. 2003. Tese (Doutorado), Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, março.
- Nelson, Richard; Pack, Howard. The Asian miracle and modern growth theory. *The Economic Journal*, v. 109, n. 457, p. 416-436, 1999.
- Nelson, Richard R. Research on productivity growth and productivity differences: dead ends and new departures. In: Nelson, R., *The sources of economic growth*. Cambridge, Mas.: Harvard University Press, 1996 (publicado originalmente em *Journal of Economic Literature*, setembro, 1981).
- Olley, G. Steven; Pakes, Ariel. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, 64, p. 1263-1297, 1996.
- Rossi Jr., José L.; Ferreira, Pedro C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 1, p. 1-36, abril 1999.
- Salm, Cláudio; Sabóia, João; Carvalho, Paulo G. M. Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e novas evidências empíricas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n. 2, p. 377-396, agosto 1997.
- Schor, Adriana. Heterogeneous productivity response to tariff reduction: evidence from Brazilian manufacturing firms. *Journal of Development Economics*, v. 75, n. 2, p. 373-396, December 2004.
- Silva, A. B. O. de et alii. Restropectiva da economia brasileira. In: *Perspectiva da economia brasileira – 1994*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.
- The Economist*. A productivity primer. November 4th, 2004.
- Tybout, James R. Linking trade and productivity: new research directions. *The World Bank Economic Review*, Washington: The World Bank, v. 6, n. 2, p. 189-211, 1992.
- _____. Heterogeneity and productivity growth: assessing the evidence. In: Roberts, Mark J.; Tybout, James R., *Industrial evolution in developing countries: a preview*. Oxford: Oxford University Press, 1996.
- Tybout, James R.; Westbrook, M. Daniel. Trade liberalization and the dimensions of efficiency change in Mexican manufacturing industries. *Journal of International Economics* 39 (0000), p. 53-78, 1995.

APÊNDICE 1 - PASSOS PARA A IMPLEMENTAÇÃO DAS REGRESSÕES PARA A ESTIMAÇÃO DA VARIAÇÃO DOS CUSTOS MÉDIOS E DA PRODUTIVIDADE DO TRABALHO NOS PERÍODOS 1988-1994 E 1994-1998

I - PARA A ESTIMAÇÃO DA VARIAÇÃO DOS CUSTOS MÉDIOS REAIS

A implementação econométrica das regressões, cuja metodologia encontra-se descrita e analisada na seção 2, seguiu os seguintes passos para a estimação da variação dos custos médios reais nos períodos 1988-1994 e 1994-1998.

Primeiro passo: execução das regressões pelo método *between*

A regressão é obtida por mínimos quadrados ordinários (OLS), seguindo o método *between*,³⁶ ou seja, os valores observados foram tomados como médias ocorridas nos períodos das regressões. Inicialmente, os β s foram estimados de acordo com as seguintes especificações econométricas:^{37,38}

$$\bar{c}_i = \beta_0 + \beta_1 \bar{y}_i + \beta_2 \bar{y}_i^2 + \mu_i \quad (\text{A1})$$

Segundo passo: estimação econométrica dos efeitos-residuais específicos da planta

A estimação econométrica dos efeitos-residuais específicos da planta (os $\hat{\mu}$) percorreu três etapas:

1ª) Tendo os estimadores $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ e a variável observada y_{it} , foram calculados os estimadores \hat{c}_{it} , segundo a equação:

$$\hat{c}_{it} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 y_{it} + \hat{\beta}_2 y_{it}^2 \quad (\text{A2})$$

2ª) Tendo os resultados encontrados na etapa anterior, estimaram-se os $\hat{\mu}_{it}$, onde:

$$\hat{\mu}_{it} = c_{it} - \hat{c}_{it} \quad (\text{A3})$$

3ª) Procederam-se às regressões seguintes, em que a variável dependente é $\hat{\mu}_{it}$, encontrada na 2ª etapa, e as variáveis explicativas são o tempo (t) e seu quadrado t^2 , de forma que:³⁹

36 De acordo com Greene (1997), existem três variações do método clássico de regressão por mínimos quadrados ordinários: o "between", o "within" e o "long-difference". No entanto, em estimações que utilizam dados de painéis (*panel data*), prováveis resultados viesados podem ser evitados ora trabalhando-se com desvios dos dados da planta em relação à média destes ao longo da série temporal (método *within*), ora privilegiando apenas a média dos dados da planta ao longo da série de tempo que se quer investigar (método *between*) (ver também Griliches e Hausman, 1986). Dentre os estimadores mencionados, o *between* revelou-se o mais apropriado para mitigar problemas de simultaneidade entre a variável explicada e as variáveis explicativas ([ver Tybout e Westbrook, 1995, p.60]).

37 As variáveis em minúsculas são expressas em logaritmos, ou seja, $\bar{c}_i = \ln \bar{c}_i$, e assim por diante.

38 Aqui, as barras e os subscritos i significam que a variável foi estimada em termos médios para a i -ésima planta ao longo da série temporal. Como já dito, desde que as variáveis w , Q , e t não possuem subscritos i , elas puderam ser suprimidas, sem que, no entanto, sua influência deixasse de ser absorvida no modelo. Ou seja, como o valor dessas variáveis é idêntico para todas as firmas, sua influência deve exercer, na média, o mesmo efeito para todas em conjunto.

39 Em virtude da presença dos erros aleatórios \mathcal{E}_{it} , $\hat{\mu}_{it}$ é uma medida de distúrbios de $\ln(M_{it})$. Cornwell *et alii* (1990) sugeriram eliminar este componente relativo ao erro fazendo novas regressões como funções quadráticas do tempo.

$$\hat{\mu}_{it} = \theta_{1i} + \theta_{2i}t + \theta_{3i}t^2 + \xi_{it} \quad (\text{A4})$$

sendo ainda: $t=1$ para 1988; $t=2$ para 1989; $t=3$ para 1990... e $t=7$ para 1994(e, analogamente para o período 1994-1998).

Os valores estimados $\hat{\mu}_{it}$ para as regressões em (A4) foram os resultados finais para o componente referente aos efeitos residuais M_{it} específicos da planta, onde

$$M_{it} = \exp(\hat{\mu}_{it})$$

Terceiro passo: cálculo dos efeitos-escala

Finalmente, a expressão que permite calcular os efeitos-escala $\alpha(Y_{it})$ específicos da planta é dada por:

$$\alpha(Y_{it}) = A_{it} / M_{it}^{40}$$

II - PARA A ESTIMAÇÃO DA VARIAÇÃO DA PRODUTIVIDADE DO TRABALHO

Por outro lado, a implementação econométrica das regressões destinadas à estimação da variação da produtividade do trabalho segue procedimento análogo, mas, ainda assim, será descrita mais detalhadamente abaixo.

Primeiro passo: execução das regressões pelo método *between*

A regressão é obtida por mínimos quadrados ordinários (OLS), seguindo o método *between*, ou seja, os valores observados foram tomados como médias ocorridas nos períodos das regressões. Inicialmente, os β foram estimados de acordo com as seguintes especificações econométricas:

$$\overline{va}_i = \sigma_o + \sigma_1 \overline{po}_i + \sigma_2 \overline{po}_i^2 + \overline{\mu}^*_i \quad (\text{A5})$$

Segundo passo: estimação econométrica dos efeitos-residuais específicos da planta

A estimação econométrica dos efeitos-residuais específicos da planta (os $\hat{\mu}^*$) deve percorrer três etapas:

1ª) Tendo os estimadores $\hat{\sigma}_0, \hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2$ e a variável observada po_{it} , podem ser calculados os estimadores $v\hat{a}_{it}$, segundo a equação:

$$v\hat{a}_i = \hat{\sigma}_o + \hat{\sigma}_1 po_i + \hat{\sigma}_2 po_i^2 \quad (\text{A6})$$

2ª) Tendo os resultados encontrados na etapa anterior, estimam-se os $\hat{\mu}^*_{it}$, onde:

$$\hat{\mu}^*_{it} = va_{it} - v\hat{a}_{it} \quad (\text{A7})$$

40 Apesar de o significado das notações já ter sido descrito na seção 2, é sempre bom lembrar que A_{it} é o custo médio real (observado) da planta. Note que, de acordo com a equação (5), os custos totais são expressos como função da oferta y_{it} (entre outras variáveis). Portanto, foram tomados como variáveis de custos (fixos e variáveis) os dados observados relativos a custos diretamente ligados à produção (como salários, matérias-primas e outros insumos incorporados à produção), bem como custos de operações industriais (incluindo a depreciação e amortização do estoque de capital).

3ª) Fazer as regressões seguintes, em que a variável dependente é $\hat{\mu}^*_{it}$, encontrada na 2ª etapa, e as variáveis explicativas são o tempo (t) e seu quadrado t^2 , de forma que:

$$\hat{\mu}^*_{it} = \theta^*_{1i} + \theta^*_{2i} t + \theta^*_{3i} t^2 + \xi^*_{it} \quad (\text{A8})$$

sendo ainda: $t=1$ para 1988; $t=2$ para 1989; $t=3$ para 1990 ... e $t=7$ para 1994 (e, analogamente para o período 1994-1998).

Os valores estimados $\hat{\mu}^*_{it}$ para as regressões em (A8) serão os resultados finais para o componente referente aos efeitos residuais M^*_{it} específicos da planta, onde:

$$M^*_{it} = \exp(\hat{\mu}^*_{it})$$

Terceiro passo: cálculo dos efeitos-emprego

Enfim, a expressão que permite calcular os efeitos-emprego $\pi_i(PO_{it})$ específicos da planta é dada por:

$$\pi_i(PO_{it}) = B_{it} / M^*_{it} \quad 41$$

41 Apesar de o significado das notações já ter sido descrito na seção 2, é sempre bom lembrar que B_{it} é a produtividade do trabalho, medida, por sua vez, pelo quociente entre o valor adicionado e o pessoal ocupado (ambos valores observados) na planta.

**PRODUÇÃO INTERNACIONAL E REDES GLOBAIS:
UMA RESENHA***

**Pablo Toledo[§]
Paulo C. de Sá Porto[¶]**

RESUMO

O objetivo deste trabalho é elaborar uma resenha atualizada sobre a internacionalização da produção, relacionando as principais explicações para a produção internacional das empresas transnacionais (ETs), com enfoque principalmente no movimento recente de intensificação da internacionalização da produção, onde as redes globais de produção têm um papel de destaque.

Palavras-chave: economia internacional, produção internacional e redes globais de produção.

ABSTRACT

The objective of this paper is to develop an updated bibliography review with regards to the process of internationalization of production, listing the main explanation for Transnational Corporations (ETs) international production, and focusing in the recent movement of the intensification of this process, where global production networks have a main role.

Key words: international economics, international production and global production networks.

JEL classification: F21, F23.

* Este texto é resultado de trabalho desenvolvido durante a disciplina “Globalização e Competitividade” ministrada no 1º semestre de 2003 nas Faculdades de Campinas (Facamp). Quaisquer erros ou omissões são de inteira responsabilidade dos autores.

§ Faculdades de Campinas (Facamp). E-mail: pablocamp@bol.com.br.

¶ Faculdades de Campinas (Facamp). E-mail: saporto@aol.com.

Recebido em outubro de 2003. Aceito em janeiro de 2005.

1 INTRODUÇÃO

Na década de 1970 era comum a tentativa de encontrar os motivos gerais para explicar todos os diferentes tipos de produção internacional efetuada pelas empresas que se aventuravam em terrenos estrangeiros. Parecia ser possível encontrar uma explicação universal que captasse todos os aspectos envolvidos e que pudessem influenciar a decisão de produzir no exterior. No entanto, já na década de 1980 parecia claro ao analista mais otimista que tais explicações generalistas eram muito limitadas, dada a miríade de fatores que atuavam nos diversos contextos que se impunham às empresas que buscavam os mercados externos. (Cantwell, 1991, p. 16).

Além disso, a partir das décadas de 1980 e 1990 várias tendências¹ relacionadas à evolução recente das economias capitalistas impuseram uma série de mudanças nos arranjos produtivos internacionais. Em especial, o aparecimento da rede de empresas se revelou particularmente importante para explicar a tendência mais recente de internacionalização da produção.

Este texto constitui um esforço no sentido de elaborar uma resenha atualizada sobre a internacionalização da produção, relacionando as principais explicações para a produção internacional das empresas transnacionais (ETs), com enfoque principalmente no movimento recente de intensificação da internacionalização da produção, no qual as redes globais de produção têm um papel de destaque.

Para tanto, o trabalho será dividido em duas seções além desta seção introdutória. A primeira seção será voltada para a análise da teoria moderna da internacionalização da produção. Segundo Cantwell (1991), há cinco abordagens no que diz respeito às teorias explicativas para a produção internacional: as abordagens do Poder de Mercado, da Internalização de Externalidades, da Indústria Internacional Competitiva, a Macroeconômica e Desenvolvimentista e o Paradigma Eclético de Dunning. Tal paradigma surge como uma combinação de elementos das quatro outras abordagens e se constitui no principal modelo da moderna teoria da internacionalização da produção. Ainda nesta seção apresentaremos a versão do *Mainstream* sobre a teoria moderna da internacionalização da produção, para depois confrontarmos tal visão com a do Paradigma de Dunning, mostrando os pontos de convergência e divergência entre ambas.

A segunda seção será destinada à análise das redes globais de produção, movimento recente da internacionalização da produção e relevante pela “*capacidade em captar a crescente sofisticação das relações interindustriais que caracteriza a dinâmica econômica contemporânea.*” (Britto, Jorge, *apud* Kupfer e Hasenclever, 2002, p. 346). O conceito de rede de empresas relevante é o que se “*refere a arranjos interorganizacionais baseados em vínculos sistemáticos – muitas vezes de caráter cooperativo – entre empresas formalmente independentes, que dão origem a uma forma particular de coordenação das atividades econômicas.*” (Britto, Jorge, *apud* Kupfer e Hasenclever, 2002, p. 347). Tal como na seção anterior, confrontaremos as diferentes visões sobre as redes globais de produção. A última seção concluirá o trabalho, e na qual se buscará salientar as principais contribuições teóricas para se entender o fenômeno da globalização da produção.

2 TEORIA DA INTERNACIONALIZAÇÃO DA PRODUÇÃO

Nesta seção discutiremos o Paradigma de Dunning e as abordagens relacionadas a este paradigma como tentativas de explicação para a produção internacional. Veremos também a explicação

¹ Por exemplo, ... a consolidação do paradigma organizacional japonês, dos sistemas flexíveis de produção, das novas tecnologias de informação, do acirramento da competição internacional.” (Britto, Jorge, *apud* Kupfer e Hasenclever, 2002, p. 346).

do *Mainstream* para a internacionalização da produção, bem como os pontos de convergência e divergência entre esta visão e a do Paradigma de Dunning.

2.1 Paradigma de Dunning e abordagens relacionadas

O Paradigma de Dunning surge da “integração”, por assim dizer, de outras quatro visões que procuram explicar a natureza das empresas transnacionais e por que elas internacionalizam sua produção. Na verdade, Dunning procura combinar os elementos interpretativos dessas quatro visões para criar um ferramental (paradigma eclético) mais amplo que permita uma compreensão mais acurada da produção internacional.

Para melhor entender o Paradigma de Dunning, será feita uma revisão das proposições dessas quatro abordagens que serviram de ponto de partida para Dunning, quais sejam: a abordagem do Poder de Mercado, da Internalização das Externalidades, da Indústria Internacional Competitiva e, por fim, a Visão Desenvolvimentista calcada nos fatores macroeconômicos e no estágio de desenvolvimento dos países envolvidos no processo. Em seguida detalharemos o Paradigma de Dunning que, conforme mencionado, compõe o principal modelo da teoria moderna da internacionalização da produção.²

2.1.1 Abordagem do Poder de Mercado

Esta abordagem se configura como uma crítica ao modelo neoclássico de explicação do comércio e das finanças internacionais, modelo este que não explicava o *boom* de comércio ocorrido desde a década de 1950, tanto entre os países de estruturas produtivas diferentes como entre países de estruturas produtivas semelhantes.

Essa visão, que surge com o trabalho pioneiro de Hymer (1960), parte da concepção oligopolista do processo competitivo entre as empresas, ou seja, os mercados que são palcos do processo concorrencial capitalista são dominados por um número reduzido de empresas participantes. A firma é um agente de poder de mercado e colusão, que permite ajustes e fixação de preços entre os produtores. Em um primeiro estágio, a firma busca manter e expandir sua *market-share* por meio de fusões, aquisições e aumento da capacidade em seu mercado de origem.

Entretanto, novos mercados no exterior configuram uma opção a tal expansão à medida que o mercado de origem perde dinâmica ou se encontra saturado. A expansão internacional se configura nesse contexto como um *locus* de expansão e aumento do processo de acumulação. Portanto, a atividade produtiva em novos mercados externos acaba reforçando a capacidade dessa empresa definir preços e quantidades produzidas, assim como aumentar as barreiras à entrada de novos participantes.

2.1.2 Abordagem da Internalização das Externalidades

Nesta visão, a firma busca minimizar seus custos de transação e, para tal, busca internalizar externalidades positivas: quando os custos de transações são menores que os custos de levar um produto ao mercado, há um ganho se a transação for internalizada à firma. Segundo esta corrente, as empresas buscam, por meio da internacionalização de sua produção, eliminar custos de transação e, portanto, aumentar sua eficiência.³ Aqui o objetivo da busca de novos mercados não é o aumento do poder de mercado, como na abordagem anterior, mas sim a busca de uma maior eficiência. Em suma, esta abordagem visa a uma maior eficiência via redução dos seus custos de

2 A análise nesta subseção segue em parte a discussão em Cantwell (1991).

3 Veja, por exemplo, Buckley e Casson (1976).

transação, explorando novos locais de produção (inclusive no exterior) que ofereçam condições para tal redução de custos.

2.1.3 *Abordagem da Indústria Internacional Competitiva*

Esta abordagem tem como foco não a firma em si, mas a interação entre as firmas e o progresso industrial dentro do setor. Nesta abordagem existe mais de uma visão: por exemplo, Vernon (1971) reconsidera seu modelo de ciclo do produto (Vernon, 1966) e adota o ambiente oligopolístico de concorrência. Após o período inicial do ciclo do produto (ciclo de inovação), as firmas já estabilizadas procuravam manter suas posições no mercado via economias de escala já obtidas. A internacionalização da produção era um modo segundo o qual as firmas poderiam ofertar seus bens já maturados (que agora possuem escala de produção) para outros países, o que permite que a firma reforce ainda mais sua posição com o fortalecimento de seus ganhos de escala advindo desse novo mercado.

Para Vernon, a firma, tal qual na abordagem do Poder de Mercado, busca a manutenção das taxas de lucros e de sua posição dentro do mercado de atuação, evitando para tal uma guerra de preços no oligopólio. Porém, isto não é feito mediante acordos colusivos com outras firmas, mas por meio de “troca de ameaças”. A firma se engajaria na produção internacional por meio de investimentos cruzados em outros países, que reduziria as possibilidades dos concorrentes daqueles outros países promoverem corte de preços no mercado original para ganharem *market share* naquele mercado. Tais investimentos cruzados funcionariam como uma troca de ameaças entre as empresas e impediria uma guerra de preços dentro do oligopólio internacional naquele setor.

Já para Graham (1985), os fluxos de investimentos cruzados em um setor acabam por acelerar o desenvolvimento de novos produtos e a introdução destes no mercado, surgindo deste processo uma “guerra tecnológica” entre as ETs, que reduz a probabilidade de acordos colusivos no setor, acirrando o processo concorrencial nos mercados internacionais. Na mesma direção de Graham, Cantwell (1989) argumenta que o acirramento do processo concorrencial devido aos fluxos de investimento direto externo (IDE) gera um acúmulo de tecnologia, que se configura como barreira à entrada e permite que as empresas mantenham suas posições nos mercados internacionais em que atuam.

2.1.4 *Abordagem Macroeconômica e Desenvolvimentista*

Nesta abordagem, o estágio de desenvolvimento de um país (nível de renda, grau de instrução da força de trabalho etc.) condiciona a inserção mundial de suas empresas, ou seja, mercados de países com níveis de renda elevados estimulam as empresas daqueles países a desenvolverem novas tecnologias e produtos. Isto propicia liderança daqueles mercados para aquelas empresas. Uma vez dotadas de tecnologias e poder de mercado, essas empresas podem, de forma mais competitiva, explorar, num primeiro momento, o mercado mundial via exportações e, num segundo momento, internacionalizar sua produção, tornando-se, assim, empresas transnacionais. Esta é a idéia defendida por Vernon (1966) em seu Modelo do Ciclo dos Produtos (MCP).

Na mesma linha teórica, Kojima (1978) argumenta que o processo de concorrência e o desenvolvimento tecnológico fazem com que novos produtos sejam concebidos, o que leva as empresas a internacionalizarem a produção de seus bens mais defasados para países que possuem um nível de renda compatível com tais bens. Já Dunning (1982) relaciona os montantes de IDE com os níveis de renda dos países receptores do IDE. Os países mais pobres, pelo baixo potencial de seus mercados internos, tendem a atrair pouco IDE. Já países em estágios mais significativos de desenvolvimento e renda possuem mercados domésticos mais atraentes, o que tende a atrair um maior

volume de IDE. Por fim, países que estão na fronteira do estágio de desenvolvimento e renda tendem a ser exportadores líquidos de IDE na medida em que seus mercados domésticos já não mais oferecem tantas oportunidades de expansão.

Em trabalho posterior (1986), Dunning elabora um ciclo do investimento – desenvolvimento que procura explicar a composição do IDE “para fora” (*outward*) do país de origem da ET, variando com seu estágio de desenvolvimento. Assim, as ETs iniciam suas atividades na produção de bens intensivos em recursos naturais e passam, ao longo do tempo, a produzir bens mais intensivos em capital. Este fato leva a uma gradual mudança na composição desse investimento direto, gerando impactos na divisão internacional do trabalho, sendo as ETs agentes que condicionam, sobremaneira, esse movimento.

Cantwell e Tolentino (1987) estendem o argumento de Dunning (1986), relacionando a mudança na composição do IDE a fatores locais e geográficos dos países receptores do IDE. Por fim, Aliber (1970) aponta as influências financeiras do IDE no balanço de pagamentos. Em um primeiro momento, as firmas inovadoras dos países desenvolvidos exploram novos mercados via exportações dos seus bens. Em um segundo momento, as firmas trocam as exportações por IDE, tornando-se ETs e, ao se expandirem para o mercado internacional, geram uma posição superavitária no balanço de pagamentos daqueles países. Por conta desse superávit, há uma apreciação da moeda local que estimula novos fluxos de IDE “para fora” desse país.

2.1.5 Paradigma de Dunning

Tendo visto as quatro abordagens acima, cabe agora procurar compreender de que forma elas compõem a matriz do Paradigma Eclético. Dunning (1988) procura criar um ferramental partindo das quatro abordagens supracitadas como forma de possibilitar uma análise mais ampla e diversificada da internacionalização da produção. Sua visão eclética não conforma, na verdade, um novo entendimento teórico, mas tão-somente uma ferramenta de análise.

O paradigma aqui em discussão considera que as ETs possuem “vantagens de propriedade” sobre suas rivais locais. Essas vantagens de propriedade são os ativos intangíveis que as ETs possuem (tecnologia própria, concessões), protegidos por patentes, ou então os ativos complementares, também protegidos por patentes, como o *know-how* e a capacidade de criação de novas tecnologias apropriadas para determinada atuação. Tais vantagens dão à empresa estrangeira um poder monopolístico. Note-se que tal poder é condição *sine qua non* para a empresa estrangeira operar naquele mercado, uma vez que para compensar o custo adicional associado ao mercado externo é necessário que a empresa estrangeira obtenha lucros extraordinários advindos das vantagens de propriedade. Assim, a internacionalização da produção é o resultado de imperfeições de mercado. (Gonçalves *et alii*, 1998, p. 134).

Porém as vantagens de propriedade é uma condição necessária, mas não suficiente, para explicar a produção internacional. Além disso, existem as “vantagens locais” que um país tem e que são relacionadas à dotação de fatores e/ou fatores macroeconômicos presentes naquele país. Por exemplo, as tarifas de importação e o câmbio de um país podem influenciar sensivelmente os custos de operação naquele país e atrair fluxos de IDE para aquele país.

Ademais, há as “vantagens de internalização”: as taxas de retorno são completamente auferidas (ou maximizadas) quando a firma detém a propriedade de uma rede de ativos e consegue um uso coordenado desta rede de ativos (complementares ou não), novos e os já existentes dentro da firma, podendo, deste modo, internalizar todas as externalidades positivas. Note-se aqui a influência da abordagem da Internalização da Externalidade de Buckley e Casson (1976) na construção

do Paradigma de Dunning. As três vantagens acima apresentadas compõem o que Dunning chamou de “vantagens OLI” (*Ownership, Location e Internalization*).

As influências da abordagem Macroeconômica e Desenvolvimentista sobre o Paradigma de Dunning podem também ser claramente observadas. As ETs procuram explorar vantagens locais oferecidas pelos diversos países, dados os seus níveis de desenvolvimento e condições apresentadas pelo seu balanço de pagamentos. Por exemplo, as ETs podem explorar as vantagens locais existentes em países com moedas muito desvalorizadas, visto que a aquisição de ativos nesses países é feita a baixos custos para estas empresas e seus produtos ganham “competitividade cambial” no mercado mundial. Note-se também que os elementos advindos da abordagem Macroeconômica e Desenvolvimentista conferem às “vantagens OLI” um caráter dinâmico, uma vez que estas estão passíveis de mudanças conforme os países avançam no processo de desenvolvimento econômico.

Por último, por mais que o Paradigma Eclético seja contraditório com relação à abordagem de Poder de Mercado (principalmente no tocante ao objetivo da firma como agente de poder de mercado e colusão), tal paradigma não deixa de considerar as contribuições interpretativas da Indústria Internacional Competitiva ao levar em conta, para alguns setores, os impactos mútuos que existem entre as firmas dentro do mesmo setor e como isso condiciona (acirra) o processo de concorrência e de corrida tecnológica.

2.2 A visão do *Mainstream*

Tal qual a visão do Paradigma de Dunning e as abordagens que o influenciaram, a visão do *Mainstream* sobre a teoria da internacionalização da produção também rompe com os pressupostos da Teoria Neoclássica do comércio internacional. Assim, os pressupostos que balizam a análise moderna do *Mainstream* sobre o tema em questão (internacionalização da produção) são que as firmas operam em estruturas de mercados oligopolizadas, com assimetrias de informações e com a possibilidade de formação de preços dadas as vantagens que eventualmente possam deter sobre seus concorrentes.

Segundo Wong (1995), a explicação do *Mainstream* para o fato de uma firma tornar-se uma empresa transnacional e investir no exterior vem do trabalho precursor de Hymer (1960). Conforme visto, para Hymer a firma investe no exterior com o objetivo de manter ou expandir o seu poder de mercado. Mas operar no exterior envolve absorver novos custos em razão de diferenças de cultura e dos sistemas legais, políticos e econômicos entre os países investidor e receptor do IDE. Assim, a firma precisa ter vantagens em relação às firmas locais para poder competir. Portanto, as vantagens de propriedade da firma são importantes para explicar a produção internacional.

Assim sendo, a teoria moderna da ET para o *Mainstream* sustenta que, tal qual na visão do Paradigma de Dunning, a firma é uma organização que possui algumas vantagens que são específicas àquela firma, e tais vantagens são usadas na competição com outras firmas e na elaboração das ações (estratégias) que a firma executará. Tais vantagens de propriedade são de quatro tipos. Em primeiro lugar, há as vantagens tecnológicas. Estas estão relacionadas com o tipo de informação privada que a empresa usa diretamente para desenvolver novas tecnologias, produtos, formas de administração e processos produtivos. Essas vantagens tecnológicas são capacitações conseguidas por meio dos investimentos em P&D, qualificação da mão-de-obra e licenciamento de novas tecnologias, por exemplo.

Outra vantagem que as firmas podem ter é o reconhecimento dos consumidores, que influi na preferência destes pela firma (tais como “marca” ou lealdade do consumidor), que dá à firma uma

maior estabilidade nas vendas e em sua *market share*. Estas vantagens podem se “espalhar” (*spillover*) para outros produtos similares da empresa, e em vários casos são transferíveis geograficamente (dependendo das diferenças culturais e da distância entre os dois países).

Em terceiro lugar, há as vantagens relacionadas ao conhecimento da firma sobre o mercado local (sobre as preferências do consumidor, informação sobre as firmas locais, disponibilidade de fornecedores locais etc.). A firma utiliza estas vantagens para diminuir seus custos de distribuição, para diferenciar seus produtos etc.

Por último, há as vantagens de acesso especial a insumos, tais como direitos de exclusividade, acesso a financiamento em condições mais vantajosas que os concorrentes, acesso à mão-de-obra especializada etc. Tais vantagens também conferem às firmas possibilidades de redução de custos e alocação mais eficiente de seus recursos, o que resulta em lucros maiores.

De acordo com a teoria do *Mainstream*, quando uma ET investe no exterior, ela traz consigo suas vantagens de propriedade. Algumas dessas vantagens as ETs podem levar consigo para os novos mercados de atuação e produção, conseguindo, assim, reunir as condições necessárias para superar custos e encargos existentes naquele mercado e serem mais eficientes que os produtores locais. Somente quando tais vantagens estiverem presentes é que uma empresa irá atuar num mercado exterior.⁴

Além de construir uma teoria da produção internacional, a visão do *Mainstream* busca igualmente explicar alguns aspectos da produção internacional não explicados por outras abordagens, como, por exemplo, o fenômeno da produção no exterior em paralelo às exportações para o exterior. A concomitância entre IDE e exportações é explicada pelo *Mainstream* por meio do comércio intra-indústria e da integração vertical da ET. Produzem-se, por exemplo, veículos de menor valor agregado em um país, e trocam-se tais veículos com outros de maior valor agregado no exterior. Também é possível que a produção de certos insumos e bens intermediários sejam produzidos no mercado de origem, e que os produtos finais que usam tais insumos e bens intermediários sejam produzidos no exterior.

Além disso, o IDE pode ser usado como forma de superar barreiras tarifárias. Uma barreira tarifária pode, de acordo com o modelo de fatores específicos, aumentar o retorno do capital naquele setor de bens importáveis. Assim, esta barreira tarifária que propiciou o aumento na taxa de retorno tende a atrair fluxos de IDE naquele setor por parte de agentes interessados em explorar tais taxas de retorno. (Wong 1995). Tal explicação é utilizada para esclarecer os movimentos maciços de IDE em direção à Europa antes do início dos acordos para a instituição do Mercado Comum Europeu.

O IDE pode ser igualmente usado para superar barreiras não-tarifárias. Por exemplo, na década de 1980 o setor automotivo dos EUA se viu ameaçado por exportações japonesas e, como consequência, as autoridades americanas aplicaram restrições voluntárias às exportações provenientes do Japão. Como resposta, as empresas produtoras de automóveis japonesas apressaram-se em investir pesadamente na produção de veículos nos EUA. Para explicar este fenômeno, o *Mainstream* recorre a um modelo de economia política, no qual o IDE japonês é visto como um “sinal político”, que sinaliza que se as restrições comerciais fossem mantidas, os fluxos de IDE continuariam a existir como forma de “burlar” aquelas barreiras não-tarifárias. (Bhagwati *et alii*, 1987).

Finalmente, o *Mainstream* busca explicar o fenômeno do licenciamento de produtos, no qual a ET, em vez de investir ou exportar, licencia o uso de sua tecnologia e produção para uma firma no exterior. Para o *Mainstream*, tal opção é racional quando os custos de transação de se efetuar o IDE ou de se exportar desde o mercado original forem maiores que o custo de transação do licencia-

4 Wong (1995, cap. 13) desenvolve um modelo formal para explicar a decisão de uma firma investir no exterior.

mento. Neste caso, no entanto, a ET deve analisar se é possível haver uma assimetria de informação (por exemplo, pode ser difícil ou mesmo impossível que a ET monitore ou controle a empresa licenciada depois de o contrato de licenciamento estar firmado) e balancear o custo desta com a economia de custos de transação advinda do licenciamento.

3 REDES GLOBAIS DE PRODUÇÃO

Não é possível explicar toda a produção internacional recente com base somente na produção ocorrida dentro das ETs. A produção e as atividades a ela ligadas podem ocorrer em outras empresas ligadas e/ou coordenadas pela ET, em um esquema de produção em rede global. As categorias que servem de apoio para o conceito de redes globais são coincidentes, até mesmo entre as que integram o Paradigma de Dunning ou a visão do *Mainstream* da teoria da internacionalização da produção, mas há aqui novas considerações assim como esforços interpretativos que se distinguem do que foi apresentado até agora.

Há mais de uma visão sobre as redes globais de produção, bem como mais de uma tipologia para as redes de empresas.⁵ O conceito de rede de empresas relevante é o que se refere a arranjos interorganizacionais baseados em vínculos sistemáticos – muitas vezes de caráter cooperativo – entre empresas formalmente independentes, que dão origem a uma forma particular de coordenação das atividades econômicas (conforme mencionado na introdução deste artigo). Em particular, para caracterizarmos as redes globais de produção, veremos nesta seção a empresa-rede de Chesnais (1996), as redes de produção transnacionais de Borrus e Zysman (1997) e as redes globais de subcontratação (Britto, *apud* Kupfer e Hasenclever, 2002).⁶

3.1 Empresa-rede

Para Chesnais (1996), o processo concorrencial se dá no atual estágio de desenvolvimento das forças produtivas entre grandes grupos internacionais oligopolizados. Por conta dessa característica do capitalismo contemporâneo, tais grupos possuem, por diversas razões, a capacidade de partilhar e concorrer entre si nos diferentes mercados mundiais com estrutura de oferta fortemente concentrada.

A primeira delas diz respeito aos custos irrecuperáveis (*sunk costs*), que são os custos fixos envolvidos com a geração de tecnologias próprias, que representam dispêndios volumosos e altos riscos que não podem ser recuperados com a saída da firma desse setor para atuar em outro. Tais custos funcionam como barreiras à saída nestes setores, contribuindo para a concentração de tais setores. A segunda razão também diz respeito à questão das barreiras existentes. Pelo fato de esses setores serem intensivos em P&D, as empresas que neles atuam possuem um grande diferencial tecnológico relativamente às demais. Isto dá a estas empresas uma dianteira sobre os novos entrantes que eventualmente ainda não dominem tais padrões tecnológicos; tal “acúmulo” de tecnologia cria, assim, barreiras à entrada que protegem as firmas já consolidadas.

A terceira razão é calcada na teoria dos custos de transação de Williamson (1975), a qual sustenta que os custos de transação nos setores intensivos em P&D e com exigência de economias de escala ditam o tamanho das empresas, e esse tamanho será, portanto, dado pela necessidade que a

5 Quanto a diferentes tipologias de redes de empresas, veja Britto (*apud* Kupfer e Hasenclever, 2002, p. 365-367).

6 Britto (*apud* Kupfer e Hasenclever 2002, p. 365-386) considera três formas estilizadas de rede de empresas mencionadas recorrentemente na literatura, a saber: redes de subcontratação, distritos industriais, e redes tecnológicas. Apesar da importância teórica e empírica das duas outras formas, aqui adotamos apenas a forma de redes de subcontratação, dada a maior frequência com que esta se apresenta empiricamente na explicação da produção internacional.

firma tem em reduzir tais custos. A internacionalização da produção aumenta ainda mais o custo de transação (pela presença de assimetrias de informação e de risco moral). Assim, poucas empresas podem se internacionalizar, e a necessidade de minimização dos custos de transação cria barreiras à entrada.

Dada a necessidade de minimizar os custos de transação, conforme apontado acima, seria vantajoso internalizar dentro da firma várias funções (incluindo produzir no exterior), e assim atingir o objetivo de minimizar os custos de transação. O advento das novas tecnologias da informação permitiu à empresa gerenciar melhor as economias de custos de transação obtidas pela integração das atividades da firma e reduzir seus “custos burocráticos”; permitiu também uma gestão de “novas relações” desta grande empresa com parte das operações sem precisar internalizar esse processo à empresa.

Surge, assim, a empresa-rede. (Chesnais, 1996). É possível que a empresa reduza seus custos por meio da “externalização” de alguns setores, podendo, dessa maneira, direcionar seus esforços para as atividades que julgarem mais rentáveis (consideradas “estratégicas”, como, por exemplo, finanças, *marketing*, P&D etc.), delegando (tercerizando), para outras empresas, as demais funções e atividades. A grande empresa constrói, assim, uma órbita de empresas dependentes ao redor de si, tornando-se, desse modo, a “regente da orquestra”

Os exemplos clássicos de empresa-rede são a Benetton, fabricante italiana de roupas, e a Nike, fabricante americana de produtos esportivos. Ambas terceirizaram a maior parte de suas funções (inclusive a produção) e só mantiveram dentro da firma as funções estratégicas mencionadas acima. Estas se valeram da liberalização comercial recente e das novas tecnologias de informação para se beneficiarem dos baixos salários e da ausência da legislação social em alguns países.

Cabe notar, entretanto, que a empresa-rede, tal como definida anteriormente, só existe em alguns setores; na maioria dos setores, principalmente os intensivos em P&D e em indústria de fabricação de bens de consumo duráveis com produção em larga escala, prevalece a lógica dos oligopólios internacionais, na qual apenas algumas funções são externalizadas como descrito acima, e um grau ainda alto de controle é mantido dentro da ET. É necessário, assim, um outro conceito de rede global de produção.

3.2 Redes de produção transnacionais

Borrus e Zysman (1997) argumentam que a competição em setores oligopolizados internacionalmente ocorre, “de fato”, nos esforços de se impor padrões tecnológicos a serem seguidos e na evolução de tais padrões. O poder de mercado está agora em qualquer etapa da cadeia de valor, e cada etapa se torna um mercado competitivo. As estratégias competitivas das empresas devem levar em conta as especificidades de cada mercado a ser explorado, bem como seus arranjos institucionais, políticos e a dinâmica econômica interna desse país. Porém, a etapa na cadeia de valor em que se encontra o máximo valor agregado não é mais a do produto final (que agora se tornou uma *commodity*), e sim naquelas que exigem uma maior intensidade de capital (como as etapas intensivas em P&D e *marketing*). Tais etapas são controladas por empresas independentes, que determinam a velocidade do avanço técnico e a disponibilidade de novos avanços tecnológicos.

Assim, são essas empresas independentes que agregam valor, se apoderam dos lucros extraordinários na cadeia do sistema e mantêm o poder de mercado na cadeia. Portanto, na cadeia produtiva de um microcomputador são empresas como a Microsoft (na etapa de sistema operacional) ou Intel (na etapa do microprocessador) que detêm a definição dos padrões nas suas respectivas etapas e nas cadeias como um todo. Esta competição na definição dos padrões é chamada por Borrus e

Zysman de “Wintelismo” (de “Windows” e “Intel”, em referência às empresas que definem os padrões na cadeia de produção de um microcomputador).

Ainda de acordo com os autores supracitados, a rede de produção transnacional (RPT) é a manifestação organizacional do Wintelismo, e é a rede de empresas que resulta da desintegração vertical da cadeia de valor do setor, onde as etapas desta cadeia são terceirizadas para empresas que podem se localizar em qualquer lugar da economia global, sob a coordenação de uma ou mais ET. A RPT resulta da divisão do trabalho e da especialização cada vez maior, explorando o conhecimento técnico principalmente dos países asiáticos. Cada elemento da cadeia torna-se um “sistema de produção” eficiente, inovador e competitivo, permite que segmentos complexos de produção se tornem *commodities*, possibilita à firma poupar capital e dá uma maior flexibilidade na produção.

As RPTs não são formadas para ter acesso a salários baixos, a mercados ou a recursos naturais, como no caso da empresa-rede de Chesnais (1996), e sim procura explorar a já existente divisão internacional do trabalho. É preciso notar, no entanto, que o foco da análise desses autores é o setor da microinformática, muito dinâmico e que possui um custo de transporte baixo. Não parece apropriado extrapolar para outros setores muitas das constatações que os autores verificaram para o setor da microinformática. Por exemplo, o setor automotivo ainda concentra no bem final a maior parte do valor agregado, sendo, portanto, imprescindível para as companhias desse setor manter a produção do bem final, apesar de o processo produtivo em si ser a montagem do veículo a partir de componentes terceirizados. Assim, o conceito de RPT, tal como descrito acima, tem capacidade explicativa limitada.

3.3 Redes globais de subcontratação

A evolução recente do setor automotivo mundial parece encaixar-se melhor na categoria de rede global de subcontratação de empresas; esta “*compreende redes verticais baseadas em estratégias de desintegração e subcontratação de grandes grupos industriais. Estas redes caracterizam-se pela presença de relações de cooperação entre fornecedor e cliente e entre produtor e usuário, incorporando, dentre outras tendências, ... uma nova repartição de tarefas entre o contratante e as empresas subcontratadas, uma intensificação da cooperação técnica e do intercâmbio de informações entre os agentes e uma redução do número de subcontratados diretos em favor de práticas de cooperação mais interativas com os subcontratados principais. Geralmente, estas redes surgem a partir do processo de desverticalização de grandes empresas produtoras de bens de consumo duráveis, induzido por fatores tecnológicos ou estímulos competitivos... O principal objetivo destas ligações produtivas é a geração de produtos diferenciados, a partir da integração de componentes e subsistemas, utilizando-se plataformas similares como meio para elevar a variedade do leque de produtos obtidos.*” (Britto, *apud* Kupfer e Hasenclever, 2002, p. 367).

Como ilustração-exemplo deste arranjo de rede de produção global temos a evolução da relação entre montadoras e fornecedores no setor automobilístico dos últimos 15 anos.⁷ Esta indústria, que vem sofrendo um processo de acirramento da competição em nível mundial, passou por várias transformações recentes que mudaram significativamente a relação entre as empresas produtoras de veículos e as empresas produtoras de autopeças. Entre estas mudanças destacam-se a busca de uma flexibilização dos processos produtivos (incluindo a adoção de uma arquitetura modular do produto e de métodos de produção como o *Kanban* e o *just-in-time*), a participação maior dos fornecedores no *design*, execução e montagem dos veículos, e a transferência, para os fornecedores, da produção de componentes e sistemas maiores automotivos, bem como a estruturação de uma rede de fornecedores baseada na segmentação das relações de subcontratação dentro da rede (com for-

7 Para uma análise histórica da indústria automobilística brasileira, veja Arbix e Zilbovicius (1997). Para uma análise da evolução recente do setor automotivo brasileiro, veja Laplane e Sarti (1997).

necedores de “primeira linha” sendo diferenciados de fornecedores de “segunda linha”). (Britto, *apud* Kupfer e Hasenclever, 2002, p. 368-371).

A rede global de subcontratação resulta numa reconfiguração na organização da empresa contratante (no caso da rede automotiva, a montadora dos veículos). Esta se concentrará nas atividades mais “nobres”, associadas a um maior conteúdo intelectual (tal como P&D, controle de qualidade, *marketing* e a gestão das relações dentro da rede), tal como a empresa-rede de Chesnais. Já a empresa contratada (no caso da rede automotiva, a fornecedora de peças) também se reorganiza significativamente, modificando sua capacidade produtiva para se adequar à nova relação com os contratantes, melhorando seus processos produtivos em patamares maiores de eficiência, por exemplo. Além disso, os novos processos de co-desenvolvimento de produtos requerem a integração da capacidade de inovação dentro da rede, tendo as empresas contratantes e contratadas que se ajustar e dividir tarefas entre si para atingir tal objetivo.

Ao contrário da empresa-rede de Chesnais, a rede global de subcontratação não descentraliza sua produção em direção a países com mão-de-obra barata para se beneficiar dos baixos salários (embora ela vá também produzir em alguns destes países); a rede se estende a estes países para suprir a demanda e competir nestes mercados, constituindo redes regionais de produção, que na maioria dos casos estão interligadas à rede principal da matriz das ET contratantes e contratadas. Tal qual a empresa-rede de Chesnais, a rede global de subcontratação externaliza a maior parte das funções consideradas não estratégicas pela ET contratante (como a produção de peças e sistemas automotivos, por exemplo) e retém o controle sobre as funções estratégicas.

Diferentemente da rede global de Borrus e Zysman, a competição no setor automotivo continua sendo no mercado do produto final, principalmente no *marketing* e na inovação e avanço técnico deste. Assim, a ET contratante retém o controle dos padrões no setor, agrega a maior parte do valor na cadeia, se apodera dos lucros extraordinários nesta cadeia; as empresas contratadas podem ser também ETs, mas a ET contratante mantém a coordenação da rede.

Além disso, a hierarquização das relações de subcontratação dentro da rede (em níveis diferentes de fornecedores de “primeira linha” e de “segunda linha”) mencionada anteriormente implica relações diferenciadas da empresa contratante com as empresas contratadas dentro de cada nível. Enquanto as relações de uma montadora de automóveis são de cooperação com as empresas de primeira linha, as relações da montadora com as empresas de segunda linha são mercantis, sendo que a competição entre estas empresas se dá basicamente em preço final. Note também que a hierarquização é uma “barreira à entrada”, pois o acesso às relações diferenciadas com a empresa contratante é limitado apenas às empresas de primeira linha, sendo este acesso vetado às empresas de segunda linha.

Finalmente, tal qual a rede de produção transnacional de Borrus e Zysman, a rede global de subcontratação resulta da divisão do trabalho e especialização cada vez maior, que permite que segmentos complexos de produção (como um “chassis rolante”, por exemplo) tornem-se *commodities*, permitindo que a firma contratante poupe capital e tenha uma flexibilidade maior na produção.

4 CONCLUSÃO

O processo de internacionalização da produção seguiu uma dinâmica que evoluía conforme as contingências com que a grande empresa se deparava ao longo dos anos (redução dos custos, necessidade de novos mercados etc). Neste trabalho mapeamos as principais explicações para a internacionalização da produção, bem como a evolução destas explicações ao longo do tempo. Nas duas

seções anteriores buscamos classificar as tentativas de explicar a produção internacional em duas categorias principais: as teorias explicativas da gênese da empresa transnacional e os motivos que levaram esta a buscar os mercados externos; e as teorias que buscam explicar a evolução mais recente da formação de redes de empresas em torno de uma ou várias empresas transnacionais. Vimos que na primeira categoria há duas vertentes principais: o Paradigma de Dunning e a explicação do *Mainstream*. Na segunda categoria há pelo menos três explicações para as redes globais de produção, a saber: a empresa-rede, a rede transnacional de produção e a rede global de subcontratação. Note-se, entretanto, que vários setores produtivos, e a internacionalização destes, são marcados por especificidades inerentes à atividade e que, portanto, não se encaixam em “regras” gerais de entendimento das razões que conduzem ao processo de internacionalização da produção.

Após discorrermos sobre as mais variadas visões do processo, parece que um ponto importante a acentuar ainda mais o processo de globalização da produção foram as possibilidades abertas pelas novas tecnologias da informação, as quais viabilizaram uma forte redução nos custos de transação e a terceirização de algumas atividades por parte da grande empresa, o que permitiu que esta gerenciasse uma rede de produção criada em sua órbita.

Além disso, uma condição fundamental para todo o processo descrito neste trabalho foi o fato de o capitalismo encontrar-se numa fase de forte concentração empresarial, que concede às maiores e mais dinâmicas empresas um poder de mercado que lhes permite imprimir o padrão de organização da produção que lhes for mais rentável.

BIBLIOGRAFIA

- Aliber, R. Z. A theory of direct foreign investment. In: Kindleberger, C. P. (ed.), *The international corporation: a symposium*. Cambridge, EUA: The MIT Press, 1970.
- Arbix, G.; Zilbovicius, M. *De JK a FHC: a reinvenção dos carros*. São Paulo: Scritta, 1997.
- Bhagwati, J.; Brecher, R.; Dinopoulos, E.; Srinivasan, T. Quid pro quo foreign investment and welfare: a political economy-theoretical model. *Journal of Development Economics*, n. 27, p. 127-138, 1987.
- Borras, M.; Zysman, J. Wintelism and the changing terms of global competition: prototype of the future? In: *BRIE Working Paper 96B*, p. 105-120, Maio/Junho 1996.
- Buckley, P. J.; Casson, M. C. *The future of of the multinational enterprise*. Londres, Reino Unido: Macmillan, 1976.
- Cantwell, J. The changing form of multinational enterprise expansion in the twentieth century. In: Teichova, A.; Levy-Leboyer, M.; Nussbaum, H. (eds.), *Historical studies in international corporate business*. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 1989.
- _____. A survey of theories of international production. In: Pitelis, C.; Sugden, R. (eds.), *The nature of transnational firms*. Londres, Reino Unido: Routledge, 1991.
- Cantwell, J.; Tolentino, P. E. E. Technological accumulation and Third World multinationals. *Annual Meeting of the European Business Association*, Dezembro 1987.
- Chesnais, F. *A mundialização do capital*. São Paulo: Xamã, 1996.
- Dunning, J. H. Explaining the international direct investment position of countries: towards a dynamic or developmental approach. In: Black, J.; Dunning, J. H. (eds.), *International capital movements*. Londres, Reino Unido: Macmillan, 1982.
- _____. The investment development cycle and Third World multinationals. In: Khan, K. M. (ed.), *Multinationals of the south: new actors in the international economy*. Londres, Reino Unido: Pinter, 1986.

- _____ The eclectic paradigm of international production: an update and some possible extensions. *Journal of International Business Studies*, v. 19, n. 1, 1988.
- Gonçalves, R.; Baumann, R.; Prado, L. C. D.; Canuto, O. *A nova economia internacional: uma perspectiva brasileira*. Rio de Janeiro: Campus, 1998.
- Graham, E. M. Intra-industry direct investment, market structure, firm rivalry and technological performance. In: Erdilek, A. (ed.), *Multinationals as mutual invaders: intra-industry direct foreign investment*. Londres, Reino Unido: Croom Helm, 1985.
- Hymer, S. *The international operations of national firms: a study of direct foreign investment*. 1960. Tese (Doutorado), MIT, Cambridge, EUA.
- Kojima, K. *Direct foreign investment: a Japanese model of multinational business operations*. Londres, Reino Unido: Croom Helm, 1978.
- Kupfer, D.; Hasenclever, L. (orgs.) *Economia industrial*. Rio de Janeiro: Campus, 2002.
- Laplane, M.; Sarti, F. The restructuring of the Brazilian automobile industry in the nineties. *Actes du GERPISA*, n. 20, p. 31-48, Maio 1997.
- Vernon, R. International investment and international trade in the product cycle. *Quarterly Journal of Economics*, v. 80, n. 2, 1966.
- _____ *Sovereignty at bay*. Harmondsworth, EUA: Penguin, 1971.
- Williamson, O. E. *Markets and hierarchies: analysis and antitrust implications*. Nova York, EUA: Free Press, 1975.
- Wong, K. *International trade in goods and factor mobility*. Cambridge, EUA: The MIT Press, 1995.

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 título; um resumo de, no máximo, 150 palavras; 3 a 5 palavras-chave, todos em inglês e português, e JEL Classification em dois dígitos;
- Notas colocadas no rodapé de cada página;
- Simples referência de autoria colocada entre parênteses no próprio texto;
- Especificação do(s) nome(s) completo(s) do autor(es) e de sua qualificação(ões) acadêmica(s) e profissional(is);
- Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

As comunicações deverão ter, no máximo, 10 páginas, e as resenhas de livros não deverão exceder 3 páginas.

O autor deverá fornecer uma cópia impressa e uma cópia em disquete do texto em word 6.0 e das tabelas e dos gráficos em EXCEL.

Os arquivos de gráficos, tabelas e mapas deverão ser entregues nos formatos originais e separados do texto.

O autor receberá gratuitamente 5 exemplares do número da revista em que for publicado o seu trabalho, além de 10 separatas.



ECONOMIA APLICADA

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP and FEA of the University of São Paulo and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation).

Articles and other text material published in the Brazilian Journal of Applied Economics are the sole responsibility of the authors. They represent the opinions of the authors and should not be construed to reflect the opinions of the Editors, the University of São Paulo or the Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - FIPE.

The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico.

This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM.

EDITORES

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

EDITORIAL BOARD

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

Secretary: Rute Neves • **Sales and Delivery:** Maria de Jesus Antunes Soares • **Editing:** Eny Elza Ceotto (Portuguese) • **Editorial Design:** Sandra Vilas Boas

MAILING ADDRESS

Revista de Economia Aplicada • Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas: Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 • FEA II - Depart. de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-010 • Phone: (55-11) 3091-5867 e 3091-6072 • Fax (55-11) 3091-6073 • E-mail: reve-cap@usp.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

- MEASURING TRUST: AN EXPERIMENT IN BRAZIL
Sergio G. Lazzarini, Regina Madalozzo, Rinaldo Artes, José de Oliveira Siqueira . 153
- THE EQUILIBRIUM REAL INTEREST RATE: A MULTIPLE APPROACH
Pedro Calhman de Miranda, Marcelo Kfoury Muinhos . 171
- FISHER EFFECT, UNCERTAINTY, AND RISK AVERSION: AN EMPIRICAL
ANALYSIS FOR BRAZIL
Sérgio Rodrigo Vale, Fabiana Rocha 187
- MARINE SHRIMP PRODUCTION IN CLOSED SYSTEM: TECHNICAL, ALLOCATIVE
AND COST EFFICIENCY
Josemar Pereira de Sousa Júnior, Ahmad Saeed Khan, Patrícia Verônica Pinheiro
Sales Lima, Raúl Mario Malvino Madrid . 205
- ADJUSTMENTS IN ETHANOL AND GASOLINE MARKETS BETWEEN 1995 AND 2000
Marta Cristina Marjotta-Maistro, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros. 225
- INTERACTIVE PROFIT MAXIMIZATION MODELING FOR POULTRY PRODUCTION:
A DECISION MODEL APPLICATION TO SOYBEAN AND COTTONSEED MEAL
Ecio de Farias Costa, J. E. Houston 257
- ESTIMATION OF THE INPUT-OUTPUT MATRIX BASED ON PRELIMINARY DATA
FROM THE NATIONAL ACCOUNTS
Joaquim J. M. Guilhoto, Umberto A. Sesso Filho 277
- THE SOURCES OF TECHNICAL EFFICIENCY CHANGE: EVIDENCE FROM BRAZILIAN
MANUFACTURING PLANTS AFTER TRADE LIBERALIZATION
André Nassif 301

REVIEW

- INTERNATIONAL PRODUCTION AND GLOBAL PRODUCTION NETWORKS: A SURVEY
Pablo Toledo, Paulo C. de Sá Porto . 325

PAPERS

MEASURING TRUST: AN EXPERIMENT IN BRAZIL

Sergio G. Lazzarini, Regina Madalozzo, Rinaldo Artes, José de Oliveira Siqueira

THE EQUILIBRIUM REAL INTEREST RATE: A MULTIPLE APPROACH

Pedro Calhman de Miranda, Marcelo Kfoury Muinhos

FISHER EFFECT, UNCERTAINTY, AND RISK AVERSION: AN EMPIRICAL ANALYSIS FOR BRAZIL

Sérgio Rodrigo Vale, Fabiana Rocha

MARINE SHRIMP PRODUCTION IN CLOSED SYSTEM: TECHNICAL, ALLOCATIVE AND COST EFFICIENCY

Josemar Pereira de Sousa Júnior, Ahmad Saeed Khan, Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima, Raúl Mario Malvino Madrid

ADJUSTMENTS IN ETHANOL AND GASOLINE MARKETS BETWEEN 1995 AND 2000

Marta Cristina Marjotta-Maistro, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros

INTERACTIVE PROFIT MAXIMIZATION MODELING FOR POULTRY PRODUCTION: A DECISION MODEL APPLICATION TO SOYBEAN AND COTTONSEED MEAL

Ecio de Farias Costa, J. E. Houston

ESTIMATION OF THE INPUT-OUTPUT MATRIX BASED ON PRELIMINARY DATA FROM THE NATIONAL ACCOUNTS

Joaquim J. M. Guilhoto, Umberto A. Sesso Filho

THE SOURCES OF TECHNICAL EFFICIENCY CHANGE: EVIDENCE FROM BRAZILIAN MANUFACTURING PLANTS AFTER TRADE LIBERALIZATION

André Nassif

REVIEW

INTERNATIONAL PRODUCTION AND GLOBAL PRODUCTION NETWORKS: A SURVEY

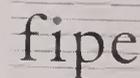
Pablo Toledo, Paulo C. de Sá Porto



FEA-SP-USD
Departamento
de Economia



FEA-RP-USD
Departamento de Economia



Fundação Instituto de
Pesquisas Econômicas



Conselho Nacional de Desenvolvimento
Científico e Tecnológico