

5237

ea

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

USP
BCRP

26 DEZ 2001

ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 5 - Nº 3

Julho - Setembro 2001

Business Cycles In a Small Open Brazilian Economy

Fabio Kanczuk

Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?

Sandro Canesso de Andrade, Benjamin Miranda Tabak

***Os Impactos da Abertura Comercial Sobre a Remuneração
Relativa do Trabalho no Brasil***

Ana Flávia Machado, Maurício Mesquita Moreira

***Discriminação no Mercado de Trabalho: Uma Análise dos
Setores Rural e Urbano no Brasil***

Paulo R. A. Loureiro, Francisco Galvão Carneiro

Dois Modelos Clássicos de Economia Monetária

Eleutério F. S. Prado

Reduções Tributárias no Setor Agropecuário: Quem Ganha? Quem Perde?

Emanuel Ornelas

***Reeleição e Política: Um Estudo dos Efeitos da
Reeleição nos Gastos Públicos***

Fernando B. Meneguim, Maurício S. Bugarin

Como Eu Pesquiso:

A Trajetória de um Economista como Cientista Social

Paul Singer

ea

ECONOMIA APLICADA

Vol. 5 - Nº 3

Julho - Setembro 2001

ISSN 1413-8050

Remeter este cupom preenchido para:

ea

ECONOMIA
APLICADA

Departamento de Assinaturas

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

Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas

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

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA FEA-USP/ FIPE



ECONOMIA APLICADA

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

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

Editor:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

Conselho Editorial:

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

Secretaria: Rute Neves

Divulgação: Maria de Jesus Antunes Soares

Revisão: Eny Elza Ceotto (português)

Editoração: Sandra Vilas Boas

Projeto Gráfico: Christof Gunkel

Gráfica: Gráfica Editora Camargo Soares

Endereço para correspondência:

Revista de Economia Aplicada

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

Fone: (011) 3818-5867 e 3818-6072 Fax (011) 3818-6073 E-mail: revicap@usp.br • www.fipe.com/revicap

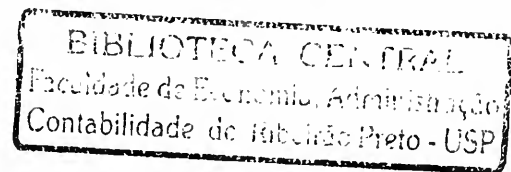
Assinaturas:

Brasil: R\$ 40,00

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

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

26 DEZ 2001



Sumário

ARTIGOS

- Business Cycles In a Small Open Brazilian Economy 455**
Fabio Kanczuk
- Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility? 471**
Sandro Canesso de Andrade, Benjamin Miranda Tabak
- Os Impactos da Abertura Comercial Sobre a Remuneração
Relativa do Trabalho no Brasil 491**
Ana Flávia Machado, Maurício Mesquita Moreira
- Discriminação no Mercado de Trabalho: Uma Análise dos
Setores Rural e Urbano no Brasil 519**
Paulo R. A. Loureiro, Francisco Galvão Carneiro
- Dois Modelos Clássicos de Economia Monetária 547**
Eleutério F. S. Prado
- Reduções Tributárias no Setor Agropecuário: Quem Ganha? Quem Perde? 569**
Emanuel Ornelas
- Reeleição e Política: Um Estudo dos Efeitos da Reeleição nos Gastos Públicos 601**
Fernando B. Meneguim, Maurício S. Bugarin

COMO EU PESQUISEI

- A Trajetória de um Economista como Cientista Social 623**
Paul Singer

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. 5, n. 3 (2001)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2001--

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

Business cycles in a small open Brazilian economy*

Fabio Kanczuk[§]

RESUMO

Desenvolve-se um modelo de equilíbrio geral dinâmico para uma economia pequena e aberta com o intuito de investigar quais as combinações de preferências e distorções que melhor mimetizam os ciclos reais brasileiros. Encontra-se que as preferências propostas por Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988) em associação com custos de ajustamento de capital geram dados simulados consistentes com as volatilidades das contas nacionais e com o caráter contracíclico da balança comercial. As preferências padrão (Hansen, 1985) e custos de transação em mercados de capital são, em contraste, inconsistentes com várias propriedades dos dados.

Palavras-chave: custos de transação no mercados de capital externo, custos de ajustamento de capital.

ABSTRACT

We develop a dynamic general equilibrium model for a small open economy to investigate which combinations of preferences and distortions better replicate the Brazilian business cycles. We find that the preferences proposed by Greenwood, Hercowitz and Huffman (1988) in association with capital adjustment costs generate simulated data consistent with the cyclical volatilities of the national income accounts identity as well as with the countercyclical nature of the trade balance. The standard (Hansen, 1985) preferences and foreign capital markets transaction costs are, in contrast, largely inconsistent with many data properties.

Key words: transaction costs in foreign capital markets, capital adjustment costs.

JEL classification: E32, F32.

* I acknowledge with pleasure, but without implication, discussions with Laura Alfaro, Celso Toledo, Chico Faria Jr. and Genilson Totó Santana, and the comments of an anonymous referee.

§ Dept. of Economics, University of São Paulo, Brazil.

Recebido em janeiro de 2001. Aceito em maio de 2001.

1 Introduction

To a large extent, the success of modeling the United States via Real Business Cycle (RBC) models has not been accompanied by models for other countries. In fact, there are serious doubts whether simple RBC models can be helpful explaining the behavior of less developed countries, since most of these economies have features that are very difficult to capture in simple dynamic setups (see Backus *et al.*, 1992). Together with a few notable exceptions,¹ this paper is an attempt to remedy this omission.

In particular, in this paper we summarize the main features of business cycles for Brazil, and discuss the extent to which these features can be rationalized on the basis of a simple stochastic general equilibrium model. We pay special attention to the trade balance properties to determine what type of preferences and distortions better emulate the data. The trade balance exhibits high cyclical volatility and is one of the few macroeconomic variables that are countercyclical. These features tend to be difficult to reproduce in simple RBC models, and therefore are good criteria to select the more promising models.

We consider two types of preferences. The first corresponds to Hansen's (1985) indivisible labor economy specification, and it's the most commonly used functional form in closed economy models of business cycles. The second was first proposed by Greenwood, Hercowitz and Huffman (1988), and recently became a natural functional form alternative (see, for example, Christiano, Eichenbaum and Evans, 1997).

At the same time, we consider two types of distortions. The first are the capital adjustment costs, commonly associated with Tobin's q . The second are the transaction costs due to foreign capital markets imperfections. Both types of costs are short cuts to microfounded formulations, and should be seen as a first research step. Again, the intention is to find the worthier modeling directions.

We see our results as an indication that the Brazilian economy can and should be modeled by RBC setups.² More generally, that the methodology of constructing stochastic dynamic general equilibrium models, and comparing the properties of their simulations with the data, allows us to identify which are the more important determinants of the Brazilian business cycles.

1 RBC models for countries other than USA were analyzed by Mendoza (1991), Correa *et al.* (1995), Jonsson and Klein (1996), Kollintzas and Vassilatos (2000).

2 Cribari-Neto (1993) and Issler, Gonzaga and Marone (1996) had already provided evidence in favor of a real business cycle interpretation of the output dynamics in Brazil.

The paper is divided as follows: The next section presents the model. Section 3 describes the data and calibrates the model. Section 4 summarizes the empirical regularities of business cycles in Brazil and compares them with the implication of our model. A final section reviews the main findings and concludes the paper.

2 Model

Our artificial economy is populated by a continuum of infinitely lived identical households, with names in the interval $[0, 1]$. Each of these households has an endowment of time for each period, which it must divide between leisure (l_t) and work (h_t). We normalize the households' time endowment to unity, that is, $h_t + l_t = 1$. In addition, households own an initial stock of capital k_0 which they rent to firms and may augment through investment, and an initial stock of government bonds b_0 that yield stochastic interest rates r_t .

Households' utility for each period is defined over stochastic sequences of consumption and leisure:

$$U_s = E_s \sum_{t=s}^{\infty} [(1 + \eta)\beta]^{t-s} u(c'_t, 1 - h'_t)$$

where c'_t and h'_t represent the sequences of Arrow-Debreu event-contingent consumption and labor supplies in per capita terms, η represents the population growth rate, and $\beta \in [0, 1]$ a discount parameter. We consider two different momentary utility functions. Hansen's (1985) indivisible labor specification (to which we will refer by Hansen) are consistent with steady state growth when utility depends on raw leisure hours, and are given by,

$$u(c, 1 - h) = \log(c) - ah$$

The second class of momentary utility function was proposed by Greenwood, Hercowitz and Huffman (1988) and has the special property that the elasticity of intertemporal substitution associated with leisure is zero (we will refer to these as GHH preferences):

$$u(c, 1 - h) = (c - ah^\nu)^{1-\sigma} / (1 - \sigma)$$

In order for economies with GHH preferences to be consistent with steady state growth, the disutility of work in the market has to increase with the level of technical progress. This

effect can be interpreted as representing technological progress associated with home production activities (see footnote 11 on Christiano, Eichenbaum and Evans, 1997).

The households supply capital and labor to firms, which have access to a technology described by a Cobb-Douglas production function:

$$Y'_t = F(z_t, K'_t, H'_t) = \exp(z_t)(1 + \gamma)^{(1-\theta)t} K'^{\theta}_t ((1 + \eta)^t H'_t)^{1-\theta}$$

where, with some abuse of notation, labor (H'_t) and accumulated capital (K'_t) are inputs, γ represents the technology growth rate, and z_t is a random productivity parameter.

The steady state in this economy is a balanced growth path. To work with detrended variables, we normalize the previous equation by the economy growth factor, $(1 + \eta)(1 + \gamma)$, and denote $K_t = K'_t / [(1 + \eta)(1 + \gamma)]^t$, with analogous expressions for the other variables. Similarly, for already in per capita terms variables, we use $c_t = c'_t / (1 + \gamma)^t$

The technology shock is assumed to follow a first order Markov process. In particular, z_t obeys the following law of motion:

$$z_{t+1} = \rho_z z_t + \varepsilon_{zt}$$

where ε_z are distributed normally, with zero mean, and standard deviations σ_z .

Capital depreciates exponentially at the rate δ and consumers add to the stock of capital by investing some amount of real output each period. Investment in period t produces productive capital in period $t + 1$, so that the law of motion for the aggregate capital stock is

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t$$

Firms rent capital and hire labor in each period. The firm's problem can be treated as a period-by-period maximization problem that can be written as

$$\text{Max}\{Y_t - w_t H_t - u_t K_t\}$$

This optimization problem yields factor prices

$$w_t = \exp(z_t)(1 - \theta)(K_t / H_t)^\theta$$

and

$$v_t = \exp(z_t)\theta(H_t / K_t)^{1-\theta}$$

Because returns to scale are constant, equilibrium profits will be equal to zero.

Households, in contrast, face an intertemporal problem and have to form expectations over future prices. Households will choose consumption, investment, net exports and hours of work at each date to maximize the expected discounted value of utility subject to sequences of budget constraints and laws of motion for households capital stock and bond stocks:

$$c_t + i_t[1 + \phi_1(i_t / k_t)] + nx_t[1 + \phi_2(nx_t / b_t)] \leq w_t h_t + v_t k_t$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)b_{t+1} = (1 + r_t(1 - \tau))b_t - nx_t$$

The sequences i_t and nx_t represent, respectively, investment and net exports. The functions $\phi_1(i_t/k_t)$ and $\phi_2(nx_t/b_t)$ are convex, and represent, respectively, the costs associated with installing capital, and the transaction costs in the foreign sector. Very similar formulations were proposed by Kollintzas and Vassilatos (2000) for the foreign capital markets imperfections, and Chari, Kehoe and McGrattan (2000) for the capital adjustment costs. We assume they have functional forms $\phi_1(i_t/k_t) = \phi_1(i_t/k_t - \delta - \eta - \gamma - \eta\gamma)^2$ and $\phi_2(nx_t/b_t) = \phi_2(nx_t/b_t - r(1 - \tau) + \eta + \gamma + \eta\gamma)^2$, where, with slight abuse of notation, ϕ_1 and ϕ_2 are constants (on the RHS of the equations). This formulation drives costs to zero in the steady state.

b_t denotes holdings of international bonds, which bear interests r_t . The tax rate t reflects any premium over the financial remuneration of international bonds. International interest rates are assumed to follow a first order Markov process:

$$r_{t+1} = \rho_r r_t + \varepsilon_{rt}$$

where ε_t are distributed normally, with zero mean, and standard deviations σ .

We assume that the amounts that are “taxed” through τ , ϕ_1 and ϕ_2 are simply wasted. The constant t is determined in the calibration section, to match first moments. In contrast, the functions $\phi_1(i_t/k_t)$ and $\phi_2(nx_t/b_t)$ are not calibrated. We simulate the model for various $\phi_1(i_t/k_t)$ and $\phi_2(nx_t/b_t)$, searching for parameters that could reproduce the second moments of actual Brazilian fluctuations.

We use the “Recursive Competitive Equilibrium” concept. The state variables for each household in this economy, at time t , are $(z_t, r_t, K_t, k_t, B_t, b_t)$. The optimality equation for the household’s problem can then be written as

$$V(z, r, K, k, B, b) = \text{Max}\{u(c, 1-h) + \beta(1+\eta)E[V(z', r', K', k', B', b') | z, r]\}$$

such that

$$c + i[1 + \phi_1(i/k)] + nx[1 + \phi_2(nx/b)] \leq wh + vk$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)k = (1 - \delta)k + i$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)K = (1 - \delta)K + I$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)b = (1 + r(1 - \tau))b - nx$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)B = (1 + r(1 - \tau))B - NX$$

$$z' = \rho_z z + \varepsilon_z$$

$$r' = \rho_r r + \rho_y y + \varepsilon_t$$

A **recursive competitive equilibrium** for this economy consists of a value function $V(z, r, K, k, B, b)$; a set of decision rules for the households, $c(z, r, K, k, B, b)$, $i(z, r, K, k, B, b)$, $nx(z, r, K, k, B, b)$, and $h(z, r, K, k, B, b)$; a corresponding set of aggregate per capita deci-

sion rules, $C(z, r, K, B)$, $I(z, r, K, B)$, $NX(z, r, K, B)$, and $H(z, r, K, B)$; and factor price functions, $w(z, r, K)$ and $v(z, r, K)$, such that these functions satisfy

- i) the households' problem
- ii) the firms' problem
- iii) the market clearing condition, that is, $c(z, r, K, K, B, B) = C(z, r, K, B)$, $i(z, r, K, K, B, B) = I(z, r, K, B)$, $nx(z, r, K, K, B, B) = NX(z, r, K, B)$, and $h(z, r, K, K, B, B) = H(z, r, K, B)$.

3 Data and calibration

Following Pastore and Pinotti (2000), we use quarterly data from 1980:1 to 2000:1, excluding observations for the turbulent year of 1990.³ All data was obtained from IPEA DATA, and more information about them can be obtained at www.ipea.gov.br.

Output is the seasonally adjusted GDP, and investment comes from the fraction of GDP allocated to gross capital formation. Net exports are the quantum series from FUNCEX. The series of consumption was obtained from the residual, subtracting investment from output. Rigorously, net exports also should have been subtracted, but we have chosen to disregard them, because of two reasons. First, there are major inconsistencies in the trade balance series obtained from FUNCEX and the annual series obtained from IBGE. For example, in the time horizon considered, exports from IBGE grow 4,4%, whereas exports from FUNCEX grew 111%. Second, in Brazil, net exports are a very small fraction of GDP (typically under 2%, while consumption amounts to 80%). By disregarding net exports one does not affect the basic properties of the consumption series, and does not risk polluting it. Because we do not have a separate series for consumption of durable good, they are also included in the consumption series, instead of being added to investments, the usual practice in RBC modeling. As it is usual in models where government is not explicitly taken, the consumption series includes both private and government consumption.

3 The results of the paper do not change if the 1990 year were included. All series become more volatile, but their relative volatility remain the same. The performance of the proposed models, therefore, are unaffected.

We also do not have a series of hours worked for Brazil. In its place we use employment in metropolitan areas (PME), and compare it with a measure of hours worked in the industrial sector (PIM).

The real interest rate is the quarterly (accumulated) SELIC (government primary rate) discounted by the exchange rate devaluation. Using its mean over the period, we calibrate $r^m = 3.3\%$. With the average population growth rate and average per capita output growth rate we set, respectively, $\eta = 0.36\%$, and $\gamma = 0.11\%$.

Dividing the government budget constraint by output we get,

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)B_{t+1}/Y_{t+1} = (1 + r_t(1 - \tau))B_t/Y_t - NX_t/Y_t$$

The average net exports over the period were 1.4% of GNP, and the average external liabilities, 73% of GNP. Using these values and the previous equation in the steady state, we get $\tau = 29\%$. Notice here that τ does not necessarily mean explicit taxes on international bonds, but may reflect any difference between the devaluation discounted SELIC and the average yield on international bonds. The debt over GDP ratio is also a calibrated parameter, in the sense that the steady state depends on its value.

The parameter θ corresponds to the capital remuneration share. Brazilian national accounts (IBGE) suggest a capital share of 50%, but that unfortunately includes some of the labor remuneration of self-employed. We opt to set $\theta = 0.40$, following the calibrations for the U.S. economy. This choice of parameter value implies a capital-output ratio according with other Brazilian studies (Boneli and Fonseca, 1999), whereas $\theta = 0.50$ would imply unreasonably high levels of capital.

The first order condition for investment and the capital law of motion in the steady state are, respectively,

$$r^m(1 - \tau) = (\theta y/k - \delta)$$

$$(1 + \eta)(1 + \gamma)k/y = (1 - \delta)k/y + i/y$$

Solving this system and using $i/y = 0.17$ (average in the period), one gets $\delta = 0.95\%$ and $k/y = 12$ (quarterly). We use these values and the series of investment to construct our capital

series by the inventory method. The first value of capital is chosen so that the average of our constructed series matches this capital-output ratio.

Following Araujo and Ferreira (1999), we use the Euler equation for labor, and that hours worked in the steady state are $H = 1/3$ to calibrate α . For the Hansen preference, $(1 - \theta)y / (Hc) = \alpha = 2.2$. For the GHH preference, $\alpha = (1 - \theta)y / (vH^\nu) = [(1 - \theta) / (vH^{\nu-1})](k/y)^{\theta(1-\theta)}$. Following Greenwood, Hercowitz and Huffman, we set $n = 1.7$ and $\sigma = 2.0$, what implies $\alpha = 4.0$. From the Euler equation for international bonds in the steady state, we have $\beta = (1 + \gamma)^\sigma / [1 + r(1 - \tau)]$, which implies $\beta = 0.98$ both for the Hansen and GHH preferences.

The parameters for the r_t stochastic process are obtained by OLS regressions. We obtain that the coefficient for the lagged interest rate (ρ_y) is statistically irrelevant (its p-value is over 76%), and the standard deviation of the residual is $\sigma_r = 11\%$.

Because there are no series on hours worked for Brazil we cannot follow the strategy of computing the Solow residual and use it to estimate the stochastic process associated with technology shocks. For this reason, we resorted to the alternative strategy of choosing the parameters to reproduce the serial correlation and volatility of output. Following the literature for the U.S. we choose $\rho_z = 0.95$. The parameter σ_z is chosen jointly with the parameters ϕ in order to match the volatilities of output and investment

We summarize our calibrated parameters in the accompanying table.

θ	δ	R^m	σ_z	ρ_z	τ	<i>Debt/y</i>	γ
0.40	0.0095	0.033	0.11	0.95	0.29	0.73	0.0011
σ	ν	β^{Hansen}	β^{GHH}	α^{Hansen}	α^{GHH}	η	
2.0	1.7	0.98	0.98	2.2	4.0	0.0036	

4 Findings

We next compute the equilibrium using computational techniques to approximate the problem to a linear-quadratic one (see Cooley, 1995). Then we simulate the artificial economy to compare the second moments of its series with those of Brazilian data.

As mentioned before, we used Brazilian data from 1980 to 2000, excluding observations for 1990. To characterize the cyclical behavior of the different variables we performed two transformations. First, we computed the logarithm of all variables with the exception of the net exports, and then removed a smooth trend using the Hodrick-Prescott filter with a smoothing parameter of 1600.⁴

Since the net exports takes on negative values we expressed it as a percentage deviations from the mean using the following local approximation to $\log(nx_t)$: $nx_t / \text{mean}(nx_t) - 1$. We then proceeded to detrend the variable with the Hodrick-Prescott filter.

Table 1 shows how the Brazilian cyclical fluctuations conform to the stylized facts of business cycles described in Cooley (1995). Consumption, investment, output and employment are positively correlated. All variables are procyclical (with the exception of net exports) and show high degree of persistence. Investment is about three times more volatile than output, while consumption is slightly less volatile than output. The movements in the net exports, which are countercyclical and exhibit high volatility, also conform to the patterns of behavior found in other countries.

Table 1
Cyclical Behavior of Brazilian Economy: 1980:1 – 2000:1, year 1991 excluded

VARIABLE X	S.D.[X] (%)	CORR[X(-1), Y]	CORR[X, Y]	CORR[X(+1), Y]
Output - y	2.7	.75	1.0	.73
Consumption	2.0	.68	.93	.61
Investment	7.7	.66	.88	.73
Labor (PME)	1.6	.37	.49	.49
Labor (PIM)	3.6	.42	.70	.74
Net Exports	68.6	-.28	.42	-.46

The two reported series of labor do not correspond exactly to hours worked in Brazil. The PME labor indicates volatility lower than output, whereas the PIM shows much higher volatility. That is exactly what we should have expected, since PME refers to adjustments only in the number of employees, and PIM refers to labor adjustments in the industry sector, which tends to be more volatile than the rest of the economy. Both PIM and PME show modest correla-

⁴ This is a common practice, but see Harvey and Jaeger's (1993) critique.

tion with output, but we know from Kanczuk and Faria's (2000) study of Brazilian Industry that hours worked tend to be extremely correlated to output. Our understanding is that PME and PIM should therefore only be taken as indicatives of labor behavior. Additionally, because $mean(nx_t)$ is close to zero, and the local approximation of the logarithmic function becomes very sensitive in this point, we should also look at net exports standard deviation as a rough indicative of its volatility.

Tables 2 to 6 summarize the second moment properties of five simulations. These five economies are representative of our attempt to find a combination of preferences and costs parameters that could mimic the Brazilian economy. With this objective in mind, we tried, for each preference, various values for ϕ_1 while ϕ_2 was set equal to zero, and vice-versa. Then we tried many combinations with both parameters different from zero. In all these cases, the volatility of the Solow Residual σ_z , was set in order to match output volatility, and the costs parameters ϕ_i were set in order to match all the other volatilities and correlations. Because there are many more criteria to meet than parameters to set, the results are imperfect, but informative. To analyze the performance of the specifications, we pay special attention to (i) the relation of investment volatility to output volatility, (ii) the correlation of net exports to output, and (iii) the relation of net exports volatility to output volatility.

Table 2 shows an economy with Hansen preferences with international financial costs (ϕ_2) set equal to zero and capital adjustment costs set to match investment to output volatility ($\phi_1 = 470$). Notice that σ_z was set equal to 0.006 in order to match output volatility, a value lower than the one for the US economy (0.007), and for this reason, questionable. Notice also that the correlation of net exports and output is clearly positive, contrary to Brazilian data. We tried other values for ϕ_1 , and obtained very similar results.

Table 2
Hansen Preferences, $s_z = .006$, $\phi_1 = 470$, $\phi_2 = 0$

VARIABLE - X	S.D.[X] (%)	CORR[X(-1), Y]	CORR[X, Y]	CORR[X(+1), Y]
Output - y	2.7	.68	1.0	.68
Consumption	2.3	.29	.49	.35
Investment	7.7	.60	.84	.53
Labor	3.1	.67	.98	.65
Net Exports	118.7	.13	.19	.14

We then set $\phi_1 = 0$ and searched for ϕ_2 that could mimic at least the output volatility, but that implied unreasonably low values for σ_z . Table 3 indicates the results when both costs are different from zero. The existence of small foreign markets costs imply unreasonably high consumption volatilities, negative consumption and investment correlations with output, whereas the net exports–output correlation is still positive.

Table 3
Hansen Preferences, $\sigma_z = .006$, $\phi_1 = 470$, $\phi_2 = 10$

VARIABLE - X	S.D.[X] (%)	CORR[X(-1), Y]	CORR[X, Y]	CORR[X(+1), Y]
Output - y	2.2	.15	1.0	.15
Consumption	21.6	.10	-.46	.10
Investment	6.1	.23	-.49	.24
Labor	3.1	.03	.94	.04
Net Exports	576.6	-.01	.47	-.03

In table 4 we use GHH preferences with only capital adjustment costs. The Solow volatility that matches output volatility (with the correct investment volatility ratio) is now $\sigma_z = 0,0145$, about twice the its US correspondent. The economy with $\phi_1 = 290$ does an excellent job in matching consumption, investment and labor volatilities and correlation with output, but net exports correlation with output is practically zero.

Table 4
GHH Preferences, $\sigma_z = .0145$, $\phi_1 = 290$, $\phi_2 = 0$

VARIABLE X	S.D.[X] (%)	CORR[X(-1), Y]	CORR[X, Y]	CORR[X(+1), Y]
Output - y	2.7	.67	1.0	.67
Consumption	2.0	.62	.93	.64
Investment	7.6	.69	.98	.62
Labor	1.6	.67	1.0	.67
Net Exports	70.4	.00	.05	.07

Differently from economies with Hansen preferences, the economies with GHH preferences are fairly sensitive to changes in ϕ_1 . In table 5 we reduced capital adjustment costs to $\phi_1 = 220$, what increases investment volatility, but makes net exports to output correlation negative. **In our opinion this is the economy that better resembles Brazil.** Lower values for ϕ_1 imply

in unreasonably high investment volatility without raising (in absolute value) the net exports–output correlation.

Table 5
GHH Preferences, $\sigma_z = .0145$, $\phi_1 = 220$, $\phi_2 = 0$

VARIABLE X	S.D.[X] (%)	CORR[X(-1), Y]	CORR[X, Y]	CORR[X(+1), Y]
Output - y	2.7	.68	1.0	.68
Consumption	2.0	.62	.94	.64
Investment	9.7	.69	.98	.60
Labor	1.6	.68	1.0	.67
Net Exports	114.3	.18	.21	-.09

When we set $\phi_1 = 0$ and search for a ϕ_2 that could mimic the output volatility, we again have that it implied unreasonably low values for σ_z . Table 6 shows an attempt of setting both costs different from zero. With GHH preferences, as with Hansen preferences, even small amounts of foreign capital markets costs imply unreasonably high consumption volatilities, without improving consumption investment and net exports correlations with output. That foreign capital markets imperfections, as defined in this paper, are inconsistent with the Brazilian business cycles seems to be a robust finding. This does not mean that these imperfections may be important to explain secular movements (low frequency) in the data.

Table 6
GHH Preferences, $\sigma_z = .0145$, $\phi_1 = 290$, $\phi_2 = 10$

VARIABLE X	S.D.[X] (%)	CORR[X(-1), Y]	CORR[X, Y]	CORR[X(+1), Y]
Output - y	2.7	.67	1.0	.67
Consumption	14.0	.38	.56	.39
Investment	16.1	.34	.44	.29
Labor	1.6	.67	1.0	.67
Net Exports	797.3	-.01	.03	.02

5 Conclusion

In this paper we searched for combinations of preferences and distortions that better reproduce the properties of some Brazilian macroeconomic series fluctuations, including the trade

balance. In special, we considered two types of preferences - Hansen and GHH -, and two types of distortions - foreign capital markets imperfections and capital adjustment costs.

We see our results as indicating that:

- (i) foreign capital markets imperfections are not an important determinant of Brazilian fluctuations; on the contrary, their presence generate simulated data inconsistent with several key features of Brazilian data.
- (ii) GHH preferences are more promising than Hansen preferences as a specification for Brazil, since they may generate simulations in which net exports are countercyclical.
- (iii) Capital adjustment costs are an important feature to reduce investment and output volatilities.

More generally, our results suggest that the Brazilian economy can and should be modeled using RBC setups. The methodology of constructing stochastic dynamic general equilibrium models, and comparing the properties of their simulations with actual data, allowed us to identify which factors, out of the ones we tried, seem to be important determinants of the Brazilian business cycles. Moreover, Table 5 is a promising start in the direction of modeling the Brazil as a small open economy.

There are many extensions to this paper that could be undertaken in order to improve our understanding of Brazilian fluctuations. Because our costs of capital adjustments formulation is not microfounded, one should redo our exercise with a "time to build" formulation (Kydland and Prescott, 1982), to check if this type of distortion is quantitatively important. Because our simulations indicate that foreign capital markets distortions generate inconsistent results even in small amounts, a similar effort does not seem promising in that direction.

In our economy all goods are tradeable. It should be interesting to construct an economy with non tradeable goods, and see how technological shocks in different sectors can modify the results. Finally, in our economy, prices are flexible. There is a booming new literature on New Open Macroeconomics (Obstfeld and Rogoff, 2000) that explicitly considers sticky prices and monopolistic firms. That seems to be, even more for a country like Brazil, a path with high potential rewards.

References

- Araújo, C. H. V., Ferreira, P. C. G. Reforma tributária, efeitos alocativos e impactos de bem-estar. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 2, p. 133-166, 1999.
- Backus, K., Kehoe, P.; Kydland, F International real business cycles. *Journal of Political Economy*, 101, p. 745-755, 1992.
- Boneli, R., Fonseca R. Ganhos de produtividade e competitividade da produção manufatureira no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 273-314, 1998.
- Chari, V. V., Kehoe, P.; McGrattan, E. Sticky prices of the business cycle: can the contract multiplier solve the persistence problem? *Econometrica*, v. 68, n. 5, p. 1151-1179, 2000.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Evans, C. L. Sticky price and limited participation models of money: a comparison. *European Economic Review*, 41, p. 1201-1249, 1997.
- Cooley, T. F. *Frontiers of business cycle research*. Princeton Univ. Press, 1995.
- Correia, I., Neves, J.; Rebelo, S. Business cycles in a small open economy. *European Economic Review*, 39, p. 1089-1113, 1995.
- Cribari-Neto, F The cyclical components in Brazilian GDP. *Revista de Econometria*, 13, p. 1-22, 1993.
- Ellery, R. Jr., Gomes, V., Sachsida, A. Business cycle fluctuations in Brazil. *UnB working paper*, 2000.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., Huffman, G. Investment, capacity utilization and the business cycle. *American Economic Review*, 78, p. 402-417, 1988.
- Hansen, G. D. Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 16, p. 309-327, 1985.
- Harvey, A. C., Jaeger, A. Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8, p. 231-247, 1993.
- Issler, J. V., Gonzaga, G. M., Marone, G. C. Educação, investimentos externos e crescimento econômico: evidências empíricas. *Revista de Econometria*, 16, p. 101-127, 1996.
- Jonsson, G.; Klein, P. Stochastic fiscal policy and the Swedish business cycle. *Journal of Monetary Economics*, v. 38, n. 2, p. 245-268, 1996.

- Kanczuk, F. Real interest rates and Brazilian business cycles. *IPE/USP working paper*, 2001.
- _____. Usando ciclos para projetar a tendência. *IPE/USP working paper*, 2001.
- Kanczuk, F., Faria, F Jr. Ciclos reais para a indústria brasileira. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 3, p. 335-350, jul./set. 2000.
- Kollintzas, T.; Vassilatos, V. A small open economy model with transaction costs in foreign capital. *European Economic Review*, 44, p. 1515-1541, 2000.
- Kydland, F., Prescott, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50, p. 1345-70, 1982.
- Mendoza, E. Real business cycles in a small open economy. *American Economic Review*, September, v. 81, n. 4, p. 797-818, 1991.
- Obsfeld, M., Rogoff, K. New directions for stochastic open economy models. *Journal of International Economics*, v. 50, n. 1, p. 117-153, 2000.
- Pastore, A. C., Pinotti, M. C. One year of inflation targeting in Brazil: what have we learned about the channels of monetary transmission. *Working paper* 2000.

Is it worth tracking dollar/real implied volatility?*

Sandro Canesso de Andrade[§]
Benjamin Miranda Tabak[□]

RESUMO

Este artigo examina a relação entre a volatilidade implícita em opções cambiais dólar/real e a volatilidade realizada, do período de fevereiro de 1999 a junho de 2000. Os resultados encontrados estão em linha com a literatura recente, sugerindo que a volatilidade implícita obtida por meio de um modelo simples de precificação de opções, embora seja um estimador viesado para cima da volatilidade futura, traz informação sobre a volatilidade realizada que não está presente nos retornos passados. Os resultados são robustos a dois modelos de séries temporais alternativos que exploram a informação implícita nos retornos, um modelo de volatilidade fixa e um GARCH(1,1), mesmo permitindo previsões in-sample do modelo GARCH(1,1). Os resultados também são robustos a duas maneiras de se calcular volatilidade realizada.

Palavras-chave: opções cambiais, volatilidade implícita, previsão, informação.

ABSTRACT

In this paper we examine the relation between dollar-real exchange rate volatility implied in option prices and subsequent realized volatility, in the period of February 1999 to February 2001. Our results are in line with recent literature, suggesting that the implied volatility obtained from a simple option pricing model, although an upward-biased estimator of future volatility, does provide information about volatility over the remaining life of the option which is not present in past returns. Results are robust to the choice of two alternative time series models to explore information embedded in returns, a fixed volatility and a GARCH(1,1) model, even allowing for in-sample forecasts by the GARCH(1,1) model. Results are also robust to the choice of measuring realized volatility in two alternative ways.

Key words: currency options, implied volatility, forecast, information.

JEL classification: G13, G14, C53.

* The authors thank participants at the XXII Meeting of the Brazilian Econometric Society, at the 28th meeting of the Academy of Economics and Finance and two anonymous referees for helpful comments and Verdi Monteiro for providing the data used in the paper.

The views expressed herein do not necessarily reflect the views of the Central Bank of Brazil.

§ Central Bank of Brazil.

□ Central Bank of Brazil and Catholic University of Brasilia. Email: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Recebido em março de 2001. Aceito em agosto de 2001.

1 Introduction

The ability to forecast second moments is useful in many applications, such as financial risk control, asset and liability management, and the pricing and hedging of derivative securities.

Volatilities implied in option prices are considered to be “the market’s forecast” of future volatility during the option’s remaining life. Recent research provides abundant evidence that implied volatilities, extracted by the use of relatively simple option pricing models, contain information about subsequent realized volatility which is not captured by statistical models built upon past returns. The conclusions are similar for many different markets, as well as various statistical techniques.

Jorion (1995) examines options on currency futures traded at the Chicago Mercantile Exchange, and finds that their implied volatilities are upward-biased estimators of future volatility, but outperform standard time-series models in terms of informational content. In fact, he shows that the statistical models he tested offered no incremental information to implied volatilities. Xu and Taylor (1995) achieved similarly strong results for options on spot currencies traded at the Philadelphia Stock Exchange. However, their conclusions change when they build statistical models and measure realized volatility using high-frequency (five minutes) returns. In this case, Taylor and Xu (1997) document that statistical models offered incremental information to implied volatilities, and vice versa.

Fleming (1998) studies options on the S&P 100 equity index traded at the Chicago Board Options Exchange. His conclusions are very similar to Jorion’s: implied volatilities are upward-biased predictors, but subsume information of standard statistical models. Christensen and Prabhala (1998) study the same market with a much longer data set, and also find that implied volatility is upward-biased and more informative than daily returns when forecasting volatility. Still considering S&P 100 index options, Blair *et alii* (2000) use high-frequency data to build time-series models and to measure realized volatility, and find evidence that the incremental information provided by statistical models is insignificant.

Amin and Ng (1997) focus on the Chicago Mercantile Exchange market for options on short term forward interest rates, known as eurodollar options. They show that implied volatilities contain more information about future volatility than statistical time series models, but the explanatory power of implied volatilities is enhanced by the use of historical information.

Malz (2000) examines, among others, the Chicago Board of Trade market for options on futures of the 30-year T-bond, and concludes that historical volatility contains much less information about future volatility than implied volatility.

In the case of commodities, Kroner *et alii* (1995) find that volatility forecasts combining implied volatility and GARCH-based estimates tend to perform better than each method by itself.

To our knowledge the only published paper that compares correlations implied from options prices with subsequent realized correlations is Campa and Chang (1998). They work with over-the-counter options on spot currencies, and obtain results in line with the related research on implied volatilities: historically based forecasts contribute no incremental information to implied correlations.

In short: recent literature offers clear evidence that option prices embed information about future asset returns volatility that cannot be extracted from past returns. In this paper we examine whether this conclusion also apply to calls on the dollar-real spot exchange rate traded at the Brazilian Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), in the period of February 1999 to February 2001.¹ Our option pricing model is the standard Garman-Kohlhagen (1983) extension of the Black-Scholes (1973) model. As historically-based models, we use the moving average standard deviation with a moving window of 20 days, and a GARCH (1,1) model.

At this point it is important to stress that the main objective of this article is not to test whether the Garman-Kohlhagen pricing model is adequate for the dollar-real call market, but to examine the ability of implied volatilities computed with this simple model to provide information about subsequent realized volatility.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 describes in detail the data we use in this study. Section 3 outlines the empirical methodology and presents results. Section 4 concludes the paper, and suggests directions for further research.

2 Data

The primary data of this study are daily dollar-real calls close prices from 02 February 1999 to 13 February 2001, provided by BM&F. This period covers 499 trading days. The average daily notional value traded at this market in the period was US\$ 270 million, what places it among the most important call markets for emerging markets currencies.

1 There was a major change of regime in January 1999, when Brazil moved from a quasi-fixed to a floating exchange rate. Before February 1999, the dollar-real options market was very illiquid, and restricted to deep out-of-the-money calls.

Dollar-real calls at BM&F are of the European style, and mature on the first business day of the corresponding month of expiration. Thus, our data span 24 expiration cycles. The first cycle is made of calls maturing on the first business day of March 1999, and the last one of calls maturing on the first business day of March 2001.

Our analysis also uses daily dollar-real futures and interest rate futures (named DI futures) adjustment prices² provided by BM&F. These futures contracts also mature on the first business day of the corresponding month. We also utilize daily dollar-real spot prices provided by the Central Bank of Brazil (average price) and by Bloomberg (high and low prices).

2.1 Sampling procedure

In the period considered, liquidity at the BM&F dollar-real call market was highly concentrated on contracts maturing on the two nearer expiration dates. In general, liquidity of calls maturing on the second expiration date was very thin until around 12 business days prior to the first expiration date. Then, liquidity began to shift gradually from calls of the first expiration date to calls of the second expiration date.

Using the Garman-Kohlhagen pricing model, it can be shown that the price-sensitivity of options to volatility approaches zero as the option reaches its maturity. To limit the effect of option expirations, in our sampling procedure we aim at picking options which are the nearest, but with at least 10 business days, to maturity.³ Unfortunately, on some occasions liquidity on second expiration calls is still too reduced at 10 days prior to the maturity of first expiration calls. In such situations we have to select calls with less than 10 but never less than 6 business day to maturity. The average range of each of the 24 expiration cycles considered is from 28 until 9 business days to expiration.

In each cycle, on every trading day, we select the closest-to-the-money⁴ call, considering the adjustment price in the dollar-real futures market on that day. There are two reasons in

2 BM&F futures adjustment price, used for settlement of daily margins, is the average price of transactions done in the last 30 minutes of the day, weighted by the volume of each transaction. They are more reliable than close prices, since they cannot be distorted by a single manipulative transaction.

3 Xu and Taylor (1995) and Fleming (1998) use options with at least 10 and 15 calendar days to expiration, respectively. Jorion (1995) selects options maturing in more than 3 business days.

4 The closest-to-the money call for each expiration date is the one whose strike price is nearer to the futures price maturing on the same date.

choosing the closest-to-the-money option over the others. First, using Garman-Kohlhagen's model it can be shown that under usual circumstances the closest-to-the-money option for each expiration date is the one whose price is more sensitive to the volatility of the underlying asset.

The second reason for selecting the closest-to-the money option relates to the apparent inconsistency of recovering a volatility forecast from an option pricing model of the Black-Scholes family, which assume that volatility is known and constant. The point is that Feinstein (1989) demonstrated that, for short-term at-the-money options, the Black-Scholes formula is almost linear in its volatility argument. Under the assumption that volatility is uncorrelated to returns, Feinstein showed that linearity turns Black-Scholes implied volatility into a virtually unbiased estimator of future volatility for those options, considering the class of stochastic volatility option pricing models introduced by Hull and White (1987), which assume that either investors are indifferent towards volatility risk or volatility risk is nonsystematic. Finally, it is worth mentioning that in the period considered the closest-to-the-money call on each trading day was always one of the most liquid ones.

2.2 Computing implied volatilities

On every trading day, one implied volatility is calculated from the close price of the call selected by our sampling procedure.

In order to avoid measurement errors caused by the nonsynchronicity of prices in the spot and option markets, we compute implied volatilities using the price of the dollar-real future contract expiring in the same day of the option contract, instead of using directly the spot market price. Thus, we substitute the spot price for the future price in the Garman-Kohlhagen model, applying the cost-of-carry arbitrage formula that links future to spot prices. Therefore, from each observed call price C_p , implied volatility $\sigma_{i,t}$ is computed by numerically solving the equation

$$C_t = \frac{1}{(1+r_t)^{T_t}} \left[F_t N(d_t) - E_t N(d_t - \sigma_{i,t} \sqrt{T_t}) \right], \text{ where } d_t = \frac{\ln\left(\frac{F_t}{E_t}\right)}{\sigma_{i,t} \sqrt{T_t}} + \frac{1}{2} \sigma_{i,t} \sqrt{T_t}$$

T_t denotes the number of days to maturity, r_t is the daily interest rate, F_t is the adjustment price of the dollar-real future expiring in T_t days, and $N(\cdot)$ is the standard normal distribution function. The daily interest rate is the one implied in the adjustment price of the short term interest rate future contract (called DI future) that expires in T_t days.

2.3 Time series benchmarks

We wish to test the informational content of implied volatilities in comparison to time series models built upon past returns. Returns are computed using the average daily prices of the dollar-real spot exchange rate, and we consider two time series models as benchmarks in our tests.

One is a fixed volatility model, in which the volatility estimate is the sample standard deviation $MA(20)_p$, computed with a moving window including the last 20 returns.

$MA(20)_t = \sqrt{\frac{1}{20} \sum_{k=0}^{19} (r_{t-k} - \bar{r}_t)^2}$, where $\bar{r}_t = \frac{1}{20} \sum_{k=0}^{19} r_{t-k}$, $r_t = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)$, and S_t is the average price of the dollar-real exchange rate on day t .

The other time series benchmark is a model of the GARCH family, introduced by Bollerslev (1986). The model is estimated from a sample of daily returns covering February 1999 to February 2001. The GARCH(p,q) model is:

$$r_{t+1} = \mu + \varepsilon_{t+1}, \quad \varepsilon_{t+1} \sim N(0; h_{t+1}), \quad h_{t+1} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t+1-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t+1-i}$$

In line with Hsieh (1989), we consider the GARCH(1,1) model to be a parsimonious representation that fits data relatively well, since results not reported here show that higher orders have nothing extra to offer. The GARCH(1,1) model also serves as a benchmark for assessing the informational content of implied volatility vis-à-vis time-series models in Lamoureux e Lastrapes (1993), Jorion (1995), Fleming (1998) and Campa and Chang (1998).

Results of the GARCH(1,1) estimation for the period of February 1999 until February 2001 are on Table I.

Table I
GARCH Estimation

μ	α_0	α_1	β_1	$h(0)$
175019E-03	123836E-05*	.099535*	.865716*	192169E-02**
.253975E-03	.366612E-06	.016217	.019153	.908642E-03

* rejection of the null with 99% confidence.

** rejection of the null with 95% confidence.

Results are in line with previous research, showing that the GARCH(1,1) model is highly significant. Thus, volatility is time-varying and shocks are persistent. Note that $(\alpha_1 + \beta_1)$ equals 0.96, therefore the process is stationary.

We consider the in-sample forecast for the average conditional volatility over the remaining life of the option, generated by the GARCH(1,1) model estimated for the whole period.⁵ This forecast is denoted here as $GARCH_t$. Heynen *et alii* (1994) demonstrated that:

$$GARCH_t^2 = \frac{\hat{\alpha}_0}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1} + \left(\hat{h}_{t+1} - \frac{\hat{\alpha}_0}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1} \right) \frac{1 - \left(\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 \right)^{T_t}}{T_t \left(1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 \right)}$$

It is important to emphasize that the possibility of using in-sample forecasts, i.e., the possibility to use *ex post* parameter estimates, represents an “unfair” advantage we give to the GARCH model over implied volatility.⁶

5 We also tested the one-day-ahead conditional volatility $\sqrt{h_{t+1}}$, and qualitative results are the same.

6 We could not test out-of-sample forecasts by GARCH models because estimations that mix in a sample data from two fundamentally different exchange rate regimes (refer to footnote number 1) are not correctly specified, thus in the first months of 1999 there are not enough observations to allow estimation of GARCH models.

2.4 Measuring realized volatility in the spot market over the option's remaining life

The size of interval in which we measure realized volatility ranges from 35 business days, the call with the longest time to maturity picked in our sampling procedure, to 6 business days, the one with the shortest time to maturity. Because volatility cannot be directly observed, we measure realized volatility in two alternative ways. First, we compute the sample standard deviation of returns SD_t , using average daily prices in the dollar-real spot market.

$SD_t = \sqrt{\frac{1}{T_t} \sum_{k=1}^{T_t} (r_{t+k} - \bar{r}_t)^2}$, where $\bar{r}_t = \frac{1}{T_t} \sum_{k=1}^{T_t} r_{t+k}$, $r_t = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)$, and S_t is the average price of the dollar-real exchange rate on day t .

We acknowledge the fact that when the interval size is small, the measurement error of realized volatility could be substantial. Taylor and Xu (1997) and Andersen and Bollerslev (1998) show that measurement errors in the estimation of realized volatility might distort conclusions about the informational content of volatility forecasts. These authors suggest the use of high-frequency intra-day data. Due to its unavailability, we aim to improve the quality of our measures of realized volatility by using the Parkinson (1980) estimator, which improves the efficiency of realized volatility measures by using information embedded in daily high and low prices.⁷ The Parkinson estimator is:

$PK_t = \sqrt{\frac{1}{4 \ln(2)} \frac{1}{T_t} \sum_{k=1}^{T_t} (H_{t+k} - L_{t+k})^2}$, where H_t and L_t are respectively the natural logarithm of the highest and the lowest price of the dollar-real spot exchange rate on day t .

Parkinson (1980) proved this is an unbiased estimator of volatility, which is around five times more efficient than the sample standard deviation.⁸

7 The Parkinson (1980) estimator assumes that returns follow a continuous time Geometric Brownian motion with zero drift. Although this is certainly not true for the period as whole, as evidenced by the GARCH estimation, we assume that volatility in each of the intervals in which we measure realized volatility is constant.

8 In fact, Garman and Klass (1980) point out that the Parkinson estimator would be downward biased in case of infrequent trading. We assume that the dollar-real spot rate market is not influenced by infrequent trading.

3 Empirical results

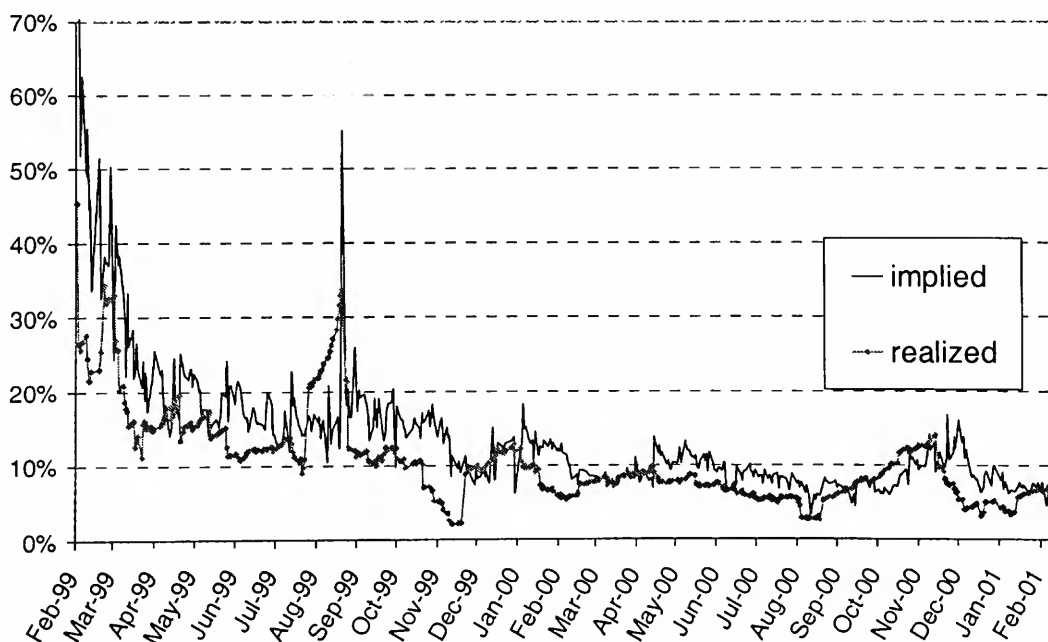
Descriptive statistics for time series volatilities, implied volatilities and realized volatilities are shown on Table II. All variables are in percent per annum, i.e., annualized by a factor of $\sqrt{252}$

Table II
Descriptive Statistics

	Time series $GARCH_t$	Time series $MA(20)_t$	Implied $\sigma_{i,t}$	Realized SD_t	Realized PK_t
Mean	0.1173	0.1254	0.1361	0.1045	0.0947
Median	0.0947	0.0912	0.1125	0.0892	0.0835
Max.	0.6520	0.6642	0.7569	0.4528	0.3814
Min.	0.0667	0.0263	0.0302	0.0205	0.0246
St. Dev.	0.0762	0.1055	0.0893	0.0609	0.0546
Skew.	3.7727	2.8557	3.2009	1.8211	2.2507
Kurtosis	19.605	11.830	17.244	7.3920	9.6386

Figure 1 displays, in percent per annum, the time variation of implied volatility and realized volatility as measured by the Parkinson estimator (PK_t). It is evident from both series that volatility is time varying. Figure 1 seems to suggest that implied volatility systematically overstate subsequent realized volatility.

Figure I
Implied and Realized Volatility (% annum)



3.1 Implied volatility versus realized volatility

Following Day and Lewis (1992), we evaluate the predictivity ability of implied volatilities by regressing realized volatility (SD_t or PK_t) on implied volatility ($\sigma_{i,t}$).⁹

$$realized_t = \alpha + \beta implied_t + \varepsilon_t$$

The series are specified in levels and each series has a high serial correlation. The main source of serial correlation is the fact that data overlap substantially. This is due to the fact that, in order to gain maximum efficiency within a limited sample period, we sample data daily (321 days), while forecasts intervals are determined by monthly option expiration cycles (17 cycles).

If volatility series possess a unit root, regressions specified as above are spurious. Therefore, we need to test the non-stationarity of the series before performing regressions. Using both Dickey-Fuller (1979) and Phillips-Perron (1988) tests we reject the unit root hypothesis for all series, as evidenced by Table III.¹⁰

Table III
Unit Root Tests

	ADF Test Statistic	Phillips-Perron Test Statistic
$\sigma_{i,t}$	-6.29*	-7.67*
$MA(20)_t$	-6.94*	-3.57*
$GARCH_t$	-7.16*	-9.91*
SD_t	-3.81*	-5.84*
PK_t	-4.55*	-5.70*

* Reject the null of a unit root with 99% confidence.

** Reject the null of a unit root with 95% confidence.

9 This approach is also taken by Canina and Figlewski (1993), Jorion (1995), Amin and Ng (1997), Christensen and Prabhala (1998), Campa and Chang (1998) and Blair *et alii* (2000).

10 Scott (1992) and Fleming (1998) point out that even when non-stationarity is rejected, the spurious regression problem may still affect inference based on small samples. They tested the following alternative specification that is free from the spurious regression problem: $realized_t - implied_{t-1} = \alpha + \beta (implied_t - implied_{t-1}) + \varepsilon_t$.

We also performed regressions, not reported in this study, with this specification, and verified that qualitative results are the same as those of the regression in levels reported here.

If a volatility forecast contains information about subsequent realized volatility, then the slope should be statistically distinguishable from zero. If the forecast is unbiased, then the intercept should be zero and the slope should be one. The informational content can be gauged by the coefficient of determination R^2 ¹¹

Data overlap induces residual autocorrelation, as evidenced by low Durbin-Watson statistics in all regressions (below 0.5, not reported). This could yield inefficient slope estimates and spurious explanatory power. Following Jorion (1995), Amin and Ng (1997) and Campa and Chang (1998), we correct this using asymptotic standard errors computed from an heterokedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. In this paper we use Newey and West (1987) covariance matrix.

Due to the possibility of measurement errors in independent variables, Scott (1992) and Fleming (1998) use GMM estimation instead of GLS, in order to deal with the error-in-variables problem. We performed GMM estimation, using lagged independent variables as instruments.

Results for the regressions of realized volatility, as measured by the standard deviation (SD_t) or by the Parkinson estimator (PK_t), on implied volatility are shown on table IV. Wald tests for unbiasedness ($\alpha=0$ and $\beta=1$) are reported.

Table IV
Regressions of Realized Volatility on Implied Volatility

Dependent Variable	Intercept	Slope	Wald Test	Adjusted R ²
SD_t	0.0305* (0.0082)	0.5432* (0.0644)	50.23*	52.43 %
PK_t	0.0160* (0.0056)	0.5788* (0.0433)	94.37*	68.34 %

* rejection of the null with 99% confidence.

Asymptotic Newey-West (1987) standard errors in parenthesis.

¹¹ The R^2 provides a direct assessment of the variability in realized volatility that is explained by the estimates. It is considered a simple gauge of the degree of predictability in the volatility process, and hence of the potential economic significance of the volatility forecasts.

T-statistics on the coefficients of implied volatilities in both regressions are very high, 9 and 12, strongly rejecting the null hypothesis that implied volatilities carry no information about future volatility. Wald tests for unbiasedness also reject the null at the 99% level in both regressions, providing evidence that implied volatilities are biased predictors of future volatility.

Figure 1 provides enough evidence that the direction of the bias is upward, i.e., implied volatilities tend to overstate future volatility. This finding is consistent with Jorion (1995), Fleming (1998) and Bates (2000). Table II shows that in the period considered implied volatility overstated realized volatility by an average of 3 percentage points on an annualized basis.

Slope coefficients less than one suggest that implied volatility is too volatile: on average a change in implied volatility does not fully translate into changes in realized volatility, but needs to be scaled down.

In line with our expectation, and with Andersen and Bollerslev (1998), the R^2 of the regressions suggest that the Parkinson estimator is more adequate in measuring realized volatility than the sample standard deviation of returns.

3.2 Implied volatility versus time series volatility forecasts

In the previous item we found that implied volatility is an upward-biased estimator that does not carry information about future volatility. At this point we want to compare the informational content of implied volatility vis-à-vis time series models.

To begin with, we perform regressions of realized volatility (SD_t or PK_t) on time-series volatility forecasts ($MA(20)_t$ and $GARCH_t$)¹² and compare adjusted R^2 's with the regressions using implied volatility.

$$realized_t = \alpha + \beta \text{ time_series_forecast}_t + \varepsilon_t$$

To evaluate the incremental information implied volatility offers over historically-based forecasts, we also regress realized volatility on implied volatility and on time-series forecasts at the same time, again following Day and Lewis (1992).¹³

12 Table III shows that we can reject the null hypothesis of non-stationarity for time series forecasts.

13 This approach of comparing multiple forecasts, often called "encompassing regression", is discussed in Fair and Shiller (1990), and also used by Lamoureux and Lastrapes (1993), Jorion (1995), Christensen and Prabhala (1998) and Campa and Chang (1998).

$$realized_t = \alpha + \beta_1 implied_t + \beta_2 time_series_forecast_t + \varepsilon_t$$

In this kind of “encompassing regression”, if an independent variable contains no useful information regarding the evolution of the dependent variable, we would expect the coefficient of that independent variable to be insignificantly different from zero.

Results of the regressions using the standard deviation as a measure of realized volatility are on Table Va, and using the Parkinson estimator are on Table Vb. Results of the regressions of Table IV are repeated for expositional convenience.

Table Va
Encompassing Regressions Using Standard Deviation Realized Volatility (SDt)

Intercept	$\sigma_{i,t}$	$GARCH_t$	$MA(20)_t$	Adjusted R ²
0.0305* (0.0082)	0.5432* (0.0644)			52.43 %
0.0424* (0.0084)		0.5277* (0.0705)		44.84 %
0.0483* (0.0070)			0.4450* (0.0591)	41.32 %
0.0285* (0.0083)	1.1879* (0.3942)	-0.7315*** (0.4156)		33.09 %
0.0263** (0.0115)	0.6706* (0.2076)		-0.1043 (0.1387)	50.42 %
0.0301** (0.0122)	1.1832* (0.4016)	-0.7863*** (0.4220)	0.0433 (0.1694)	33.02 %

* Reject the null with 99% confidence.

** Reject the null with 95% confidence.

*** Reject the null with 90% confidence.

Asymptotic Newey-West (1987) standard errors in parenthesis.

Table Vb
Encompassing Regressions Using Parkinson Realized Volatility (PK_t)

Intercept	$\sigma_{i,t}$	GARCH _t	MA(20) _t	Adjusted R ²
0.0160* (0.0056)	0.5788* (0.0433)			68.27 %
0.0243* (0.0062)		0.5999* (0.0547)		67.74 %
0.0430* (0.0048)			0.4094* (0.037)	64.09 %
0.0154** (0.0062)	0.7613* (0.2387)	-0.2071 (0.2452)		62.05 %
0.0149** (0.0070)	0.6118* (0.1254)		-0.0270 (0.0883)	67.22 %
0.0160** (0.0073)	0.7596* (0.2425)	-0.2267 (0.2409)	0.0155 (0.0985)	62.04 %

* Reject the null with 99% confidence.

** Reject the null with 95% confidence.

Asymptotic Newey-West (1987) standard errors are in parenthesis.

The R² of the regressions using only one independent variable indicate that implied volatility contains more information about future volatility than historically-based forecasts, considering both measures of realized volatility. When realized volatility is measured by the standard deviation (SD_t), the R² of the regression on implied volatility is 52.43%, while on GARCH and MA(20) forecasts is only 44.84% and 41.32%, respectively. When the Parkinson estimator (PK_t) is used, implied volatility explains 68.27% of the variation of realized volatility, while the GARCH forecast also does a good job, explaining 67.74%, while the MA(20) forecasts explains only 64.09%.

When we regress realized volatility on more than one independent variable, results clearly show that implied volatility contains information about future volatility which is not captured by statistical models built upon past returns, since its coefficient is always significantly different from zero. As to incremental information offered by time series forecasts over implied volatility, the results are mixed. If we use the standard variation (SD_t) to measure realized volatility, Table Va shows that implied volatility is the only significant variable at the 99% significance level while the GARCH forecasts are significant at the 90% level. Nonetheless, using both implied

volatility and GARCH forecasts lowers the explanation power, which favors the implied volatility forecasts.

When the Parkinson estimator (PK_t) is used, Table Vb shows that the coefficients of historically-based forecasts are not significantly different from zero, suggesting that time series forecasts do not offer some incremental information to implied volatility.

4 Conclusions and directions for further research

Our results strongly suggest that the dollar-real volatility implied in prices of calls traded at BM&F, recovered by the use of the Garman-Kohlhagen option pricing model, contains information about subsequent realized volatility which is not present in past returns. Therefore, it is worth tracking dollar-real implied volatility in order to infer about future volatility, since forecasts that only use past returns are non-optimal, in the sense that they do not incorporate all public information available. This conclusion is in line with recent research, and is of interest to risk managers, asset and liability managers, players in the derivative markets, as well as financial regulators.

It is important to stress that results are robust to two alternative ways of measuring realized volatility, the standard deviation and the Parkinson estimator. It is also worth mentioning that the time series models were given the advantage of *ex post* parameter estimates.

Although dollar-real implied volatility is informative, our results show that it is an upward-biased estimator of future volatility. This finding is consistent with the results of Jorion (1995), Fleming (1998) and Bates (2000). Therefore, in order to build a superior forecast using implied volatility, one has to correct its bias.¹⁴

There are two possible sources for the upward-bias. First, it may be due to misspecification of the option pricing model, i.e., the market's forecast is not biased, but we rely on an inadequate pricing model to recover it. Second, the bias may be related to market imperfections, i.e., there are arbitrage opportunities, or transaction costs distort prices. A thorough investigation of the bias is beyond the scope of this study and left for further research.

14 By a simple linear model, for example.

However, we point out that model misspecification due to non-normality of returns, coupled with the fact that we never actually sample at-the-money but rather near-the-money calls, cannot be invoked to explain the bias. This is because the kind of non-normality occurred in the period of February 1999 to February 2001, positive skewness (3.20) and very high excess kurtosis (17.24), biases downwards, and not upwards, implied volatilities of near-the-money options priced by the Black-Scholes family of option pricing models, as proved by Backus *et alii* (1997).

Although we recognize that the problem of model misspecification exists, we believe that it is essentially related to the volatility risk premium. Especially in the beginning of the period considered, a few months after the change of the exchange rate regime, increases in the level of the dollar-real exchange rate were perceived to be associated with increases in the currency volatility.¹⁵ As the market as whole has been short dollars against Brazilian reais, increases in the level of the dollar-real exchange rate are associated with decreases in total market wealth. Thus, increases in volatility tend to be accompanied by decreases in market wealth, and because of that we regard volatility risk as systematic. Therefore, as investors are not indifferent to taking volatility risk, they demand a premium for being short volatility, as if they were “selling insurance” to the rest of the market.

We understand that there have been relatively few suppliers of this kind of insurance in the Brazilian market, thus, it is possible that the volatility risk premium does not account for the full magnitude of the bias we found. Then, in addition to model misspecification due to unpriced volatility risk, the bias may be also caused by market inefficiency to the strategy of systematically selling implied volatility and buying realized volatility. Therefore, it is worth testing if one can earn abnormal profits, after taking into consideration volatility risk, in the strategy of systematically shorting near-the-money dollar-real calls and delta-hedging currency exposure up to the maturity of the options. However, one has to take into consideration that there are high transaction costs involved in this strategy, and the bias may only signal an arbitrage opportunity after they are accounted for. Anyway, as mentioned before, a more elaborate and quantitative investigation into the sources of the bias, along the lines of Fleming (1999) and Bates (2000), is left for further research.

15 Using the GARCH(1,1) conditional volatility, we cannot reject the hypothesis of a positive correlation between volatility and returns on the dollar-real exchange rate at the 5% level. This phenomenon is also apparent in the positive skewness of the distribution of returns in the period.

Finally, we see as natural continuations of this research agenda the application of the same methodology outlined here to other Brazilian options markets, and the introduction of high frequency data to compute implied volatilities, build time series models and measure realized volatility.

References

- Amin, K., Ng, V. Keywords: currency options, implied volatility, forecast, information Inferring future volatility from the information in implied volatility in eurodollar options: a new approach. *Review of Financial Studies* 10, p. 333-367, 1997
- Andersen, T. G.; Bollerslev, T. Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International Economic Review* 39, p. 885-905, 1998.
- Backus, D., Foresi, S., Li, K., Wu, L. Accounting for biases in Black-Scholes. *Working Paper*, New York University, 1997
- Bates, D. S. Post-'87 crash fears in the S&P 500 futures options market. *Journal of Econometrics* 94, p. 181-238, 2000.
- Blair, B. V.; Poon, S. H., Taylor, S. J. *Forecasting S&P 100 volatility: the incremental information content of implied volatilities and high frequency index returns*. Lancaster University, 2000. Mimeografado.
- Black, F., Scholes, M. The valuation of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81, p. 637-654, 1973.
- Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, p. 307-327, 1986.
- Campa, J. M., Chang, P. H. K. The forecasting ability of correlations implied in foreign exchange options. *Journal of International Money and Finance* 17. p. 855-880, 1998.
- Canina, L., Figlewski, S. The informational content of implied volatility. *Review of Financial Studies* 6, p. 659-681, 1993.
- Christensen, B. J.; Prabhala, N. R. The relation between implied and realized volatility. *Journal of Financial Economics* 50, p. 125-150, 1998.

- Day, T., Lewis, C. Stock market volatility and the information content of stock index options. *Journal of Econometrics* 52, p. 267-287, 1992.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, p. 427-431, 1979.
- Fair, R. C., Shiller, R. J. Comparing information in forecasts from econometric models. *American Economic Review* 80, p. 375-389, 1990.
- Feinstein, S. The Black-Scholes formula is nearly linear in s for at-the-money options; therefore implied volatilities from at-the-money options are virtually unbiased. *Working paper*, Federal Reserve Bank of Atlanta, 1989.
- Fleming, J.; Ostdiek, B., Whaley, R. E. Predicting stock market volatility: a new measure. *Journal of Futures Markets* 15, p. 265-302, 1995.
- Fleming, J. The quality of market volatility forecasts implied by S&P 100 index option prices. *Journal of Empirical Finance* 5, p. 317-345, 1998.
- _____ The economic significance of the forecast bias of S&P 100 index option implied volatility. *Advances in Futures and Options Research* 10, p. 219-251, 1999.
- Garman, M. B., Klass, M. J. On the estimation of security price volatilities from historical price. *Journal of Business*, 53, p. 67-78, 1980.
- Garman, M. B., Kohlhagen, S. Foreign currency option values. *Journal of International Money and Finance* 2, p. 231-238, 1983.
- Heynen, R. C., Kemna, A., Vorst, T. Analysis of the term structure of implied volatilities. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29, p. 31-56, 1994.
- Hsieh, D. Modeling heteroskedasticity in daily foreign exchange rates. *Journal of Business and Economic Statistics* 7, p. 307-317, 1989.
- Hull, J. C., White, A. The pricing of options on assets with stochastic volatilities. *Journal of Finance* 42, p. 281-300, 1987
- Jorion, P. Predicting volatility in the foreign exchange market. *Journal of Finance* 50, p. 507-528, 1995.
- Lamoureux, C. G., Lastrapes, W. D. Forecasting stock-return variance: towards an understanding of stochastic implied volatilities. *Review of Financial Studies* 6, p. 293-326, 1993.

- Kroner, K. F., Kneafsey, K. P.; Claessens, S. Forecasting volatility in commodity markets. *Journal of Forecasting* 14, p. 77-95, 1995.
- Parkinson, M. The extreme value method for estimating the variance of the rate of return. *Journal of Business* 53, p. 61-65, 1980.
- Phillips, P. B., Perron, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, p. 335-346, 1988.
- Malz, A. Do implied volatilities provide early warning of market stress ? *RiskMetrics Journal* 1, p. 41-60, 2000.
- Newey, W.; West, K. A simple positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, p. 703-708, 1987.
- Scott, L. O. The information content of prices in derivative security markets. *IMF Staff Papers* 39, p. 596-625, 1992.
- Taylor, S. J., Xu, X. The incremental volatility information in one million foreign exchange quotations. *Journal of Empirical Finance* 4, p. 317-340, 1997
- Xu, X., Taylor, S. J. Conditional volatility and the informational efficiency of the PHLX currency options markets. *Journal of Banking and Finance* 19, p. 803-821, 1995.

Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil

Ana Flávia Machado[§]
Maurício Mesquita Moreira[□]

RESUMO

Estudamos os impactos da abertura comercial sobre o emprego e o rendimento dos trabalhadores no Brasil no período de 1985-97. A nossa principal fonte de dados foi a Pesquisa Nacional de Amostra à Domicílio (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Nosso referencial parte do modelo de Heckscher e Ohlin, em especial uma de suas derivações, o teorema de Stolper-Samuelson. Nossa pesquisa mostrou que no Brasil não ocorreram deslocamentos significativos no emprego relativo de trabalhadores ou qualquer deterioração substantiva da desigualdade de rendimentos, ao contrário do observado para outros países da América Latina.

Palavras-chave: rendimento, emprego, abertura comercial.

ABSTRACT

The aim of this paper is to study the impacts of trade liberalization on employment and workers' earnings in Brazil from 1985 to 1997. The main data source come from National Household Surveys (PNAD) accomplished by the Bureau of Statistics (IBGE). The theoretical referential is the Heckscher-Ohlin model and the Stolper-Samuelson theorem. The research shows that in Brazil there was not significant shift in the workers' relative employment or any relevant inequality of revenues deterioration, unlike observed in other Latin American countries.

Key words: earnings, employment, trade liberalization.

JEL classification: F16, J31, O33.

§ Professora de Economia do CEDEPLAR/ FACE/UFMG.

□ Professor de Economia do IE/UFRJ e Economista do BNDES.

I Introdução

Nos últimos anos, os países vêm experimentando reduções nas barreiras ao comércio¹ em decorrência não só das negociações empreendidas no GATT (Acordo Geral de Tarifas) e, posteriormente, na OMC (Organização Mundial do Comércio), como também devido às liberalizações unilaterais do mundo desenvolvido, que têm avançado mais do que as das instituições de comércio. Além disso, os custos de transporte e de comunicação menores possibilitam que os setores de bens comercializáveis e de serviços estejam agora, na maioria dos países, expostos a um nível de competição incomparável desde a Segunda Guerra Mundial.

Essa revolução comercial tem chamado a atenção. Especialistas de várias áreas têm buscado estudar as implicações do aumento do volume do comércio internacional sobre a estrutura de produção, emprego e renda, em especial naqueles países submetidos a processos de liberalização comercial. No que diz respeito, particularmente, a emprego e rendimentos, a teoria econômica, como bem lembra Wood (1991), não tem sido capaz de responder, de forma objetiva e consensual, as questões mais proeminentes, em função das dificuldades de se isolar os efeitos do comércio. A maioria dos países em processo de abertura comercial experimenta inovações tecnológicas, mudanças nas instituições trabalhistas, diminuição do salário mínimo, entre outras, que acabam por também afetar o nível de emprego e de rendimento.

Apesar das dificuldades, já existe uma extensa literatura internacional que busca avaliar os impactos do comércio sobre emprego e salários que, na sua grande maioria, tem como ponto de partida o referencial teórico do modelo de Heckscher-Ohlin (HO). No Brasil, o interesse é mais recente, haja vista a experiência de abertura comercial ter seu início nos anos 90.

As pesquisas têm mostrado que, no mercado de trabalho, os impactos da globalização foram no sentido de deslocar a demanda de trabalhadores menos qualificados para qualificados. No caso de países cuja estrutura de mercado é mais flexível, como os EUA, constatou-se um aumento no diferencial de rendimentos entre qualificados e menos qualificados, e em países onde a legislação trabalhista é mais rígida, como os europeus, uma elevação da taxa de desemprego.

1 A palavra comércio, quando mencionada no decorrer do texto, resume a expressão comércio internacional.

Nos países em desenvolvimento, as evidências empíricas mostram uma expansão do diferencial de rendimentos entre trabalhadores qualificados e menos qualificados. Pelo lado da oferta de mão-de-obra, percebe-se a tendência histórica de crescimento da participação de trabalhadores de maior nível de escolaridade e, pelo lado da demanda, as reformas estruturais, inclusive comércio, parecem ter favorecido a absorção dos trabalhadores qualificados.

O propósito deste artigo é trazer essa discussão para a economia brasileira, avaliando empiricamente os impactos da liberalização comercial sobre a remuneração relativa dos diversos componentes da mão-de-obra, em particular sobre os seus segmentos qualificados e menos qualificados. A base da metodologia empregada foi desenvolvida por Katz e Murphy (1992) no contexto de um trabalho voltado para analisar as mudanças nos salários relativos na economia americana no período 1963-87 e foi aplicada por Robbins (1997) em alguns países da América Latina. Trata-se da construção de medidas de rendimento e de emprego relativo que são utilizadas em testes para avaliar a relação entre comércio internacional e mercado de trabalho.

A inspiração teórica é o modelo de Heckscher-Ohlin (HO) e suas derivações. Não há dúvidas de que se trata de um modelo limitado por supor retornos constantes de escala, concorrência perfeita e, por extensão, flexibilidade de preços e salários, algo pouco pertinente para economias contemporâneas. No entanto, é o único modelo na literatura que oferece uma explicação teórica mais bem acabada para as relações entre comércio, emprego e rendimentos. Não é por outra razão que ele prevalece como principal referencial teórico nas discussões sobre o tema. Optamos, portanto, por manter a inspiração, reconhecendo as limitações de aplicação da mesma.

Nos testes empíricos, buscamos, em primeiro lugar, avaliar se existe ou não influência da demanda relativa de trabalho sobre o rendimento relativo por meio do produto interno de vetores. Depois, se as mudanças no ambiente econômico, entre elas a abertura comercial, não promoveram um deslocamento na demanda de trabalho, ocasionando alterações no rendimento dos trabalhadores.

O presente artigo está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção descrevemos, de forma sucinta, as predições do modelo HO para os impactos em termos de emprego e rendimentos em um contexto de abertura comercial. Na terceira, apresentamos, em linhas gerais, as mudanças que ocorreram no ambiente macroeconômico brasileiro no período analisado. Na quarta seção explicamos a metodologia empregada na operacionalização dos dados e na seção seguinte os resultados dos testes realizados. Por fim, na última seção, apresentamos as principais conclusões.

II Breve descrição do modelo de HO

No modelo de HO, em uma situação de autarquia, a demanda e a oferta de fatores definem os rendimentos relativos segundo as condições de maximização de lucro. Quando a economia é aberta, esses rendimentos passam a ser determinados pelas condições de oferta e demanda não apenas domésticas mas também mundiais. Esse efeito pode ser visto mais claramente em um modelo simplificado, como aquele apresentado em Wood (1997), onde se trabalha com dois países com graus distintos de desenvolvimento econômico, definido em termos do estoque de trabalho qualificado *vis-à-vis* o menos qualificado, dois fatores - trabalho qualificado e menos qualificado² - e dois bens com diferentes intensidades do uso dos dois tipos de trabalho.

Como no modelo tradicional, as diferenças em termos da dotação relativa de fatores definem a direção e a composição do comércio, com o país mais bem dotado em trabalho menos qualificado (país em desenvolvimento) exportando bens que usam intensivamente esse fator, e o país mais bem dotado em trabalho qualificado (país desenvolvido) exportando os bens intensivos nesse outro fator. Na transição da autarquia para a economia aberta ocorre uma mudança nos preços relativos dos bens. Em autarquia, em função das diferenças em termos de dotações de fatores e de tecnologia dos bens, o preço relativo do bem intensivo em trabalho menos qualificado é menor no país em desenvolvimento. Com a abertura comercial, a tendência é que haja uma equalização dos preços, com um aumento do preço relativo do bem intensivo em trabalho menos qualificado no país em desenvolvimento e um movimento na direção oposta no país desenvolvido. A mudança nos preços relativos, por sua vez, se reflete, via demanda, sobre o rendimento dos dois tipos de trabalho, ampliando a remuneração relativa daquele que é mais abundante, em um efeito clássico revelado pelo teorema de Stolper Samuelson.

Desde que o comércio não leve à completa especialização dos dois países, as remunerações relativas dos fatores são, portanto, determinados pelos preços relativos mundiais. As mudanças na oferta de trabalho doméstica, a não ser que sejam muito grandes para afetar os preços mundiais, não mudam as remunerações relativas. Conforme o teorema de Rybczinski, o que deve ser alterado é a composição do produto e a do comércio. Se o

2 Wood (1994) chama a atenção que, no modelo original de HO, a diferença nas dotações de fatores entre países desenvolvidos e em desenvolvimento se estabelece na abundância relativa de capital, no primeiro bloco de países, e de trabalho, no segundo. No entanto, Wood acha que essa diferenciação não retrata a realidade de vantagem comparativa, pois o capital financeiro e produtivo são fatores móveis internacionalmente e as taxas de lucro e de juros não são muito diferentes entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

padrão de comércio é de especialização, o teorema não se aplica e, desse modo, as mudanças na oferta de trabalho doméstica afetam os salários relativos. Um aumento no número de trabalhadores qualificados em relação aos menos qualificados, por exemplo, deve elevar o rendimento relativo deste último tipo de trabalho.

Desta análise de comportamento de oferta e demanda relativa de trabalho seguem dois resultados importantes para os nossos testes empíricos. O primeiro se refere à suposição teórica sobre ausência de correlação entre oferta de trabalho doméstica e rendimentos. O segundo resultado está associado aos deslocamentos de demanda de trabalho em economia diversificada. A queda das barreiras alfandegárias em países em desenvolvimento, como o Brasil, deveria estimular a produção de bens intensivos em trabalho menos qualificado devido ao aumento dos preços relativos dos mesmos, uma vez que supomos que o Brasil detém abundância relativa deste tipo de trabalho. Em virtude disso, deveria ocorrer um aumento na procura relativa por trabalho menos qualificado e, por conseguinte, um aumento da remuneração relativa do mesmo.

III O ambiente macroeconômico

A economia brasileira encontrava-se, em 1985, fortemente protegida em relação à concorrência internacional na medida em que a tarifa legal média superava 130%, sem considerar uma extensa lista de proibição de importações, que só não envolvia petróleo e bens de capital. Em 1988, inicia-se um processo gradual de abertura, que foi fortemente aprofundado a partir de 1990. Embora existisse um cronograma de redução de tarifas compreendendo o período de janeiro de 1991 a dezembro de 1994, a utilização da abertura comercial como um dos mecanismos de controle da inflação levou à antecipação das datas de redução. Em 1994, quando da edição do Plano Real, a tarifa média passa a representar menos de 15%. Depois de 1995, em virtude da deterioração das contas externas, o governo recua na diminuição das tarifas do Mercosul, principalmente de bens duráveis, incluindo-os na lista de exceção à tarifa externa comum ou impondo restrições não-tarifárias. No entanto, a partir do segundo semestre de 1996, a retomada dos fluxos de capital externo e as pressões da Organização Mundial de Comércio motivam a flexibilização das restrições não-tarifárias, em especial no setor automotivo. (Azevedo e Portugal, 1998) Ocorre, assim, a consolidação do processo de abertura comercial.

Ainda no mesmo período, temos as mudanças institucionais no mercado de trabalho brasileiro, destacando-se a promulgação da Constituição de 1988 e a Medida Provisória 794 de dezembro de 1994 que instam as empresas a negociarem participação nos lucros e

resultados, baseada em metas de qualidade, produtividade e lucratividade. Sem sombra de dúvida, a Constituição é um marco nas mudanças nas relações de trabalho no Brasil, pois amplia em muito os direitos dos trabalhadores ao assegurar, entre outras coisas, mais liberdade e autonomia para a atuação de sindicatos, redução de jornada de trabalho e aumentos no valor da hora extra, no período de licença maternidade, na gratificação de férias e na multa de demissão sem justa causa. O resultado do conjunto dessas resoluções foi o acréscimo no custo unitário do trabalho e, no caso da última (elevação do custo de demissão), também desestimulou a rotatividade. (Barros *et al.*, 1999)

A abertura comercial vem também acompanhada por programas de privatização de empresas estatais, desregulamentação de setores e planos de estabilização econômica, buscando, segundo o discurso oficial, criar um ambiente para o aumento da competitividade da economia brasileira. No setor privado, a modernização das empresas se materializou, em um primeiro momento (1989-93), via racionalização da produção e da introdução de componentes importados. De 1994-98, devido à estabilização econômica proporcionada pela edição do Plano Real, há uma retomada dos investimentos físicos, acompanhada por movimento intenso de fusões e aquisições. (Carvalho e Feijó, 1999) No entanto, segundo Dedecca (1999), tal modernização adquire um caráter de inovação organizacional e não tecnológica, pois, em um dos seus significados, representa apenas a substituição de equipamentos obsoletos. As inovações organizacionais incrementam a eficiência da empresa, apresentando a vantagem de reduzir a pressão por mudanças, na medida em que o investimento fixo em reposição de equipamentos melhora as condições de utilização da capacidade produtiva existente por meio do casamento de gerações bastante díspares. Tais inovações não se restringem à reposição de equipamentos, mas abarcam também a introdução de novas formas de gestão da mão-de-obra como, por exemplo, a participação nos lucros e resultados, que tendem não só a melhorar a produtividade como também a facilitar a diminuição dos salários reais em contexto de enfraquecimento do poder sindical. (Dedecca, 1999)

Essas transformações contribuíram para aumentar o nível de produtividade da economia brasileira. Bonelli e Fonseca (1998) identificam que, no período de 1992 a 1997, em apenas quatro dos vinte e um subsetores industriais analisados, o crescimento da produtividade foi inferior à redução do emprego. Segundo os autores, a justificativa para a variância intersetorial poderia ser encontrada nas mudanças organizacionais e tecnológicas e não no processo recessivo dos anos de 1990 a 1992 que motivou o aumento do desemprego. Por sua vez,

Carvalho e Feijó (1999) mostram que há, entre 1990-97, uma elevação da produtividade do trabalho na indústria de 44,6%, medida pelas Contas Nacionais do IBGE, e de 77,2%, pela Pesquisa Industrial Mensal do IBGE. Ademais, um estudo econométrico de Rossi e Ferreira (1999)³ mostra que existe uma relação positiva entre o aumento da produtividade e abertura comercial. Os autores apontam que quanto maiores a tarifa nominal, a taxa de proteção efetiva e a razão exportação sobre o PIB, menor a taxa de crescimento da produtividade do trabalho. Por outro lado, quanto maior a relação importação sobre o PIB, maior a procura por eficiência das empresas brasileiras e, portanto, maior a produtividade.

A riqueza, portanto, do período analisado nos leva a dividi-lo em intervalos menores minimamente capazes de compreender tais mudanças de curso. O primeiro, 1985-89, considera o período anterior à abertura comercial. De 1990 a 1997, estamos já sob a égide de um mercado aberto à concorrência internacional. O período pós-abertura é dividido em dois subperíodos: em 1990-93, a intenção é focar o aprofundamento da liberalização comercial em ambiente macroeconômico recessivo e, em 1993-97, os efeitos do Plano Real combinados à valorização cambial em uma economia aberta.

IV Metodologia

IV.1 Fonte de dados e variáveis

A fonte de dados referente ao mercado de trabalho é a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD). Os filtros realizados na PNAD selecionam os ocupados no Brasil com: idade entre 18 e 65 anos; 20 a 98 horas por semana no trabalho principal; rendimento não nulo na atividade principal; trabalhadores nos setores agropecuária e industrial; não empregadores. Os dados referentes ao comércio e produto doméstico são da Matriz de Insumo Produto (MIP), organizada também pela FIBGE. A amostra de trabalhadores a ser observada é distribuída segundo sexo, idade (idade calculada) e escolaridade (anos de

3 Rossi e Ferreira (1999) especificam um modelo da seguinte forma: $Y_{it} = \beta_i + \Phi \cdot Z_{it} + U_{it}$, onde Y_{it} representa o crescimento da produtividade do trabalho ou da produtividade total dos fatores e Z_{it} indica o processo de abertura. Segundo os autores, o modelo de efeitos fixos é estimado em 3SLS devido à possível endogeneidade das variáveis.

estudo), ramo de atividade e categorias ocupacionais. Essas informações são combinadas em grupos de trabalhadores que possuam as mesmas características segundo essas variáveis.⁴

IV.2 Sistematização dos dados

Os dados estão organizados em duas amostras, a primeira, de preços, que se constitui dos rendimentos dos trabalhadores, e a segunda, de quantidades, que expressa o número de horas trabalhadas por esses ocupados.

Na amostra de preços, a medida de rendimento do trabalho é a média de rendimento-hora (total dos rendimentos no mês, percebidos na atividade principal, dividido por horas trabalhadas no mês)⁵ dos ocupados que detêm as mesmas características. Temos que:

$w_{i,t}$ é o rendimento-hora médio de um **grupo de indivíduos (i)** no **ano (t)** que apresenta as mesmas características.

Na amostra de emprego, cada célula é o total de horas trabalhadas de grupos de pessoas que apresentam as mesmas características. Assim:

$n_{i,t}$ é o número de horas trabalhadas de um **grupo de indivíduos (i)** no **ano (t)** que apresenta os mesmos atributos.

n_t é o número de horas trabalhadas no **ano (t)**.

4 A variável **idade** é agrupada em **5 faixas etárias**: 18 a 24 anos completos; 25 a 34 anos; 35 a 44 anos; 45 a 54 anos e mais de 55 anos. A variável **escolaridade** é calculada por meio de um algoritmo com 18 categorias (0 a 17 anos de estudo), reagrupadas, para a amostra, em **4 categorias**: analfabetos e indivíduos com até 3 anos de estudo completos; acima de 3 a 7 anos inclusive; acima de 7 até 10 anos inclusive; acima de 10 anos de estudo. **Ramo de atividade** é definido segundo a semelhança na natureza da atividade (ver listagem anexa). Trata-se de 20 ramos de atividade, a agropecuária e ramos industriais. No que tange à ocupação, definimos segundo dois quesitos, sócio-ocupacional e inserção na produção. A construção das categorias **sócio-ocupacionais** é inspirada em trabalho realizado pelo IBGE (1994). Tais categorias tomam como base o nível educacional necessário para o desempenho de cada ocupação, permitindo a aproximação de uma escala socioeconômica para as ocupações. Temos, assim, o agrupamento das ocupações da agropecuária e indústria em **3 categorias**: superior, média e manual. A variável de ocupação referente à **inserção na produção** é, por sua vez, distribuída em **2 categorias**: ocupações da agropecuária e indústria pertencentes à produção direta de bens e ocupações desses ramos ligadas às atividades fora da produção.

5 O INPC de setembro é o deflator do rendimento, considerando-se 1996 o ano-base.

Essas amostras são a base para a elaboração das matrizes de rendimento relativo (W) e de emprego relativo (X), seja na perspectiva da oferta ou da demanda. A matriz de rendimento expressa o diferencial entre o rendimento-hora médio real de cada um dos grupos e o rendimento-hora médio real ponderado por um fator demográfico (N) de todos os grupos em um determinado ano. Por sua vez, a matriz de quantidade relativa expressa a participação do emprego medida em unidades de eficiência de cada um dos grupos em um determinado ano.

V Oferta, rendimento e deslocamentos da demanda de mão-de-obra

V.1 Neutralidade da demanda de mão-de-obra

Este teste é inspirado no exercício de Katz e Murphy (1992). O teste de produto interno dos vetores pretende responder se as mudanças na oferta explicam integralmente as modificações na estrutura de rendimentos relativos no período 1985-97. Segundo esses autores, os rendimentos relativos dos grupos i são definidos pela interação entre a oferta relativa dos grupos e pela produção agregada associada a padrões de demanda de fator. Trata-se de um modelo de equilíbrio parcial, onde não se especificam os determinantes da oferta relativa de trabalho. O pressuposto do teste se restringe ao fato de rendimentos e quantidades observadas estarem sobre a curva de demanda. O ponto de partida é uma função de produção agregada com:

$$X_t = D(W_t, Z_t) \quad (1)$$

X_t → vetor da oferta de trabalho no ano t , medido em unidades de eficiência ($i \times 1$ onde i são os grupos de trabalhadores);

W_t → vetor de rendimentos relativos no ano t ($i \times 1$);

Z_t → vetor composto de variáveis associadas a mudanças na composição da demanda ($m \times 1$), refletindo o efeito da tecnologia, da demanda por produtos e de outros insumos não-trabalho na demanda por trabalho.

Usando uma função de produção côncava, o produto interno dos vetores de mudanças nos rendimentos e mudanças na oferta relativa líquida de mudanças na demanda ($i \times i$) deve ser negativo ou nulo. Formalmente:

$$d W_t' (d X_t - D_z d Z_t) \leq 0 \quad (2)$$

Para isso, supõe D_z de Z_t igual a 0, considerando a neutralidade da demanda:

$$d W_t \text{ 'd } X_t \leq 0 \quad (3)$$

Em termos discretos, o teste assume a seguinte forma:

$$(w_{t+m} - w_t)'(x_{t+m} - x_t) \leq 0 \quad (4)$$

onde w_t (w_{t+m}) é o vetor de rendimento relativo no ano t ($t+m$) e x_t (x_{t+m}) é o vetor de oferta de trabalho relativa (horas ou indivíduos) no ano t ($t+m$).

Para Katz e Murphy (1992), se essa desigualdade se verificar, o movimento oposto das duas variáveis está indicando que os efeitos do deslocamento de oferta predominam sobre os deslocamentos de demanda, contrariando Stolper-Samuelson. Como já vimos, o teorema pressupõe que é a alteração nos preços relativos dos bens, decorrente da expansão do comércio e, portanto, os deslocamentos da demanda de trabalho a razão para a diminuição no diferencial de rendimento entre trabalhadores qualificados e menos qualificados em países em desenvolvimento.⁶

Para facilitar o cálculo e evitar erros de medida, seguimos o realizado por Katz e Murphy (1992). Recorremos às médias quinquenais das variáveis rendimento e oferta relativa dos grupos⁷ para os períodos de 1985 a 1989 e de 1992 a 1997, excluindo o ano de 1990, por este ter se mostrado um ano bastante atípico no padrão de comportamento dessas variáveis. Depois, calculamos para os triênios 1985/87; 1987/89 e 1995/97, obtendo a diferença entre o último (1995/97) e o primeiro (1985/87) e o último e o segundo (1987/89), buscando observar o resultado para dois subperíodos característicos das fases anterior e posterior à abertura.

6 Robbins (1997) adota esse mesmo método e a mesma interpretação do resultado, porém afirma que um resultado nulo no teste do produto interno corresponde à neutralidade da demanda somente se a oferta relativa não tiver sofrido modificação; caso contrário, um valor nulo implica um deslocamento não neutro da demanda relativa suficiente para compensar o deslocamento da oferta.

7 As variáveis de rendimento e oferta provêm das matrizes W e X com os 40 grupos demográficos em cada um dos onze anos.

Tabela 1
Relação Entre Oferta e Rendimento em Setores Econômicos
em Diferentes Subperíodos

	(1985/89 e 1992-97)	(1985/87 e 1995/97)	(1987/89 e 1995/97)
AGROPECUÁRIA	-0.013355	-0.005447625	-0.00599339
INDÚSTRIA	-0.000438	-0.000109747	0.000223768
TODOS	0.000302	-0.000984245	-0.0010704

Todos os valores são muito próximos a zero e o sinal negativo em todos, com exceção da combinação de “todos” no período quinquenal e da indústria no segundo cálculo com base em triênio, indicam, a princípio, que os deslocamentos de oferta prevalecem. Mas como os valores são praticamente nulos, esse teste não nos permite tirar nenhuma conclusão a respeito do domínio de um tipo de deslocamento sobre o outro. O teste sobre deslocamento da demanda no item seguinte pode talvez possibilitar a agregação de mais informações a esse argumento.

V.2 Deslocamentos na demanda relativa de trabalho

Seria esperado que, em um período rico em mudanças conjunturais e estruturais na economia, como o de 1985-97, e também por HO, que os deslocamentos na demanda relativa de trabalho beneficiassem alguns grupos de trabalhadores. Os deslocamentos de demanda podem ser entre setores ou dentro dos setores. Alguns autores (Berman, Bound e Griliches, 1994 e Berman, Bound e Machin, 1998) registram evidências de que a mudança tecnológica enviesada por qualificação, introduzida fundamentalmente pelo uso do computador em ramos industriais, deve levar a deslocamentos de demanda pelo fator, no caso o trabalho qualificado, dentro dos setores. As inovações tecnológicas empreendidas em um determinado setor devem mudar a composição do emprego e, por extensão, o diferencial de rendimento dentro do mesmo. Em uma outra linha metodológica, os economistas do comércio (Leamer, 1994), recorrendo ao modelo de HO, argumentam que se a mudança tecnológica for disseminada pelos vários setores, esta não influenciará preços e rendimentos relativos.

Uma vez que estamos buscando identificar os impactos da liberalização comercial sobre um possível deslocamento da demanda de trabalho, esperamos, portanto, que esse ocorra com maior intensidade entre os ramos e não dentro dos ramos. Todavia, não podemos menosprezar os efeitos que outras alterações no ambiente econômico tenham gerado sobre o deslocamento de demanda relativa de mão-de-obra.

O índice de deslocamento da demanda é um índice padrão de coeficientes fixos com mudanças na composição setorial do emprego medidas em unidades de eficiência. De acordo com Katz e Murphy (1992), a interpretação intuitiva desse índice é que os insumos empregados pesadamente nos setores em expansão teriam aumento na demanda, ao passo que os utilizados nos setores em contração tendem a sofrer decréscimo na demanda. Nenhuma pressuposição é feita para a fonte das mudanças no emprego, mantendo-se constantes as funções de custo unitário específicas dos setores.

O deslocamento da demanda do grupo k no ano t (ΔX_k^d) é assim definido:

$$\Delta X_k^d = \Delta D_k / E_k = \sum_j (E_{jk} / E_k) (\Delta E_j / E_j)$$

$$\Delta X_k^d = (\sum_j \alpha_{jk} \Delta E_j) / E_k \quad (5)$$

onde j representa o setor de atividade;

ΔE_j é a diferença na participação do emprego do setor j no total do emprego entre dois anos medido em unidades de eficiência;

α_{jk} ($= E_{jk} / E_j$) é a participação do grupo k no setor j no período-base; e

E_k é a participação do grupo k no emprego total no período base medida em unidades de eficiência.

Essa relação expressa a mudança porcentual na demanda relativa para cada grupo como uma média ponderada das variações no emprego setorial, onde os pesos são a distribuição setorial do emprego dos grupos específicos. A variável torna-se um índice de mudanças na demanda relativa ao ser dividida pela média de emprego total do período-base. Assim, esses deslocamentos (ΔD) são medidos a partir de um índice de necessidade setorial de trabalho com base em coeficientes técnicos fixos (*fixed-coefficient "manpower requirements" index*). O papel deste índice é medir a variação porcentual da demanda por um grupo demográfico como a média ponderada do crescimento do emprego dos vários setores, sendo os pesos a distribuição setorial do emprego do grupo demográfico no período-base.

A aplicação empírica considera os níveis de escolaridade e a dicotomia trabalho qualificado e menos qualificado, construída conforme adaptação de Katz e Murphy,⁸ como definições dos grupos demográficos k . Utilizando o nível de escolaridade em um primeiro cálculo, o índice de deslocamento global da demanda relativa de trabalho (expressão 5) considera a combinação de ramo (20 ramos) e categoria sócio-ocupacional (manual, média e superior) como a representação dos setores j (60 setores), sendo k os 4 grupos de escolaridade para o deslocamento da demanda global. A decomposição deste índice global é a soma dos deslocamentos *inter* e *intra*. O primeiro elemento da decomposição, ou seja, o deslocamento entre setores, considera apenas os 20 ramos de atividade ($=j$) na expressão (5), mantendo-se k como grupo de escolaridade. O segundo elemento, o deslocamento da demanda relativa de trabalho dentro dos setores (*intra*), nada mais é do que o resíduo obtido da diferença entre o deslocamento da demanda global e o deslocamento da demanda entre setores, refletindo, portanto, as mudanças ocorridas no emprego entre as categorias sócio-ocupacionais dentro dos ramos de atividade.

No que tange à dicotomia trabalho menos qualificado e qualificado, o raciocínio é o mesmo, substituindo-se apenas o nível de escolaridade pela classificação. Assim, a variável k deixa de representar quatro grupos e assume apenas dois valores.

O período escolhido como base é o período completo 1985-97. Desse modo, a participação do setor j no total do emprego do grupo k (α_{jk}) é uma média das participações nesse período assim como a participação do emprego do grupo k no emprego total (E_k). Essas informações são derivadas da matriz X na medida em que são expressas em unidades de eficiência. Os reagrupamentos necessários ao cálculo dessas participações são feitos em termos dos grupos de escolaridade ($k=4$), setores do deslocamento da demanda global ($j=60$) e do

8 A princípio, consideramos os indivíduos com Primário Incompleto como o conjunto dos trabalhadores menos qualificados e os indivíduos com IIº Grau Completo, o conjunto dos qualificados. Para saber qual a participação dos ocupados com Ginásio Incompleto e IIº Grau Incompleto nos grupos de qualificação, correlacionamos o rendimento dos trabalhadores com os níveis de escolaridade intermediária aos rendimentos dos menos e mais qualificados. Por meio de regressão sem intercepto, onde os rendimentos desses indivíduos são a variável dependente e os rendimentos dos indivíduos com Primário Incompleto e com IIº Grau Completo são as respectivas variáveis independentes, estimamos os coeficientes que indicam qual é o percentual de trabalhadores de nível intermediário pertencente a cada um dos grupos de trabalhadores, qualificados e menos qualificados. Por esse critério e normalizando, 60,48% dos trabalhadores com Ginásio Incompleto participam do conjunto de trabalhadores menos qualificados e 39,52% desses mesmos trabalhadores estão entre os qualificados. No caso dos indivíduos com IIº Grau Incompleto, 37,08% estão no conjunto de menos qualificados e 62,92% entre os qualificados.

deslocamento da demanda entre setores ($j=20$) ou, no segundo caso, em termos de qualificados/menos qualificados, mudando-se apenas a variável k ($k=2$).⁹

A Tabela 2 apresenta os deslocamentos global, entre ramos e dentro dos mesmos expresso em $1 + \log \Delta X$ multiplicado por 100 por nível de escolaridade. Os percentuais de deslocamento são muito baixos quando comparados aos observados por Katz e Murphy (1992) para a economia americana no período de 1967 a 1987 (estão no intervalo de 0 a 20%) e quando comparados aos sugeridos por Robbins (1997) para os países em desenvolvimento.

Tabela 2
Deslocamento da Demanda Relativa de Trabalho
Segundo Escolaridade nos Subperíodos

		GLOBAL	INTER	INTRA
1985-89	Prim Inc	-0,39%	-0,24%	-0,14%
	Gin. Inc.	0,18%	0,01%	0,16%
	Ilo Inc.	-0,69%	-0,38%	-0,31%
	Ilo Comp.	0,37%	0,25%	0,12%
1990-97	Prim Inc	1,19%	1,46%	-0,27%
	Gin. Inc.	0,43%	0,73%	-0,30%
	Ilo Inc.	0,29%	0,49%	-0,20%
	Ilo Comp.	-0,64%	-0,94%	0,30%
1990-93	Prim Inc	1,34%	0,69%	0,66%
	Gin. Inc.	0,42%	0,49%	-0,06%
	Ilo Inc.	0,24%	0,23%	0,01%
	Ilo Comp.	-0,65%	-0,50%	-0,15%
1993-97	Prim Inc	-0,16%	0,78%	-0,94%
	Gin. Inc.	0,00%	0,24%	-0,24%
	Ilo Inc.	0,05%	0,26%	-0,21%
	Ilo Comp.	0,01%	-0,44%	0,45%
1985-97	Prim Inc	0,80%	1,00%	-0,19%
	Gin. Inc.	0,15%	0,39%	-0,24%
	Ilo Inc.	-0,12%	0,21%	-0,33%
	Ilo Comp.	-0,22%	-0,53%	0,31%

Fonte: elaboração própria a partir de Tabulações Especiais da PNAD/IBGE.

9 As informações que derivam esses cálculos provêm da matriz X de dimensão 240 por 11, posto que temos 20 ramos, 4 níveis de escolaridade e 3 categorias de ocupação, formando 240 grupos com as mesmas características quanto aos atributos pessoais e à natureza do posto de trabalho. Para aplicar o índice de deslocamento da demanda com a classificação trabalho qualificado e menos qualificado, redefinimos o montante da oferta relativa conforme a metodologia já explicada e aplicamos os percentuais normalizados a essa matriz X de 240 grupos, obtendo a correspondente com 120 grupos.

Após 1990, não há aumento da demanda de trabalho nos setores de baixa qualificação, ocorre um tímido acréscimo na absorção de mão-de-obra nos setores de média qualificação e mantém-se estável o emprego relativo de trabalho no de alta qualificação e, no caso específico das categorias socioeconômicas, as variações não ultrapassam 3%.

Assim, no período completo, os deslocamentos da demanda global favorecem os trabalhadores de Primário e Ginásio Incompleto, fundamentalmente via deslocamentos entre os setores. Antes da liberalização comercial (1985-89), a demanda é dirigida para mão-de-obra com Ginásio Incompleto e IIº Grau Completo. No primeiro nível de escolaridade, são os deslocamentos dentro do setor que prevalecem (cerca de 89%), para os com IIº Grau Completo predominam os deslocamentos entre os setores (68%). Os níveis de escolaridade favorecidos e o aspecto diferenciado do deslocamento da demanda dificultam qualquer conclusão a partir da predição teórica.

Depois de 1990, o comportamento do deslocamento da demanda favorece com mais intensidade os de menor instrução e essa relação tende a ser monotônica e negativa à medida que se avança na distribuição por escolaridade. Os deslocamentos intersetoriais dominam os intra-setoriais. De 1990-93, todos os níveis de escolaridade são favorecidos, com exceção do IIº Grau Completo. Mais uma vez, os deslocamentos *inter* dominam os intra-setoriais na absorção de mão-de-obra com Ginásio Incompleto e IIº Grau Incompleto, verificando-se o contrário para os indivíduos com Primário Incompleto. A partir de 1993, há uma tímida preferência (mesmo considerando a reduzida dimensão dos deslocamentos) por trabalhadores com IIº Grau Incompleto e Completo, sendo um resultado dos deslocamentos entre os setores no primeiro caso e deslocamento dentro do setor no outro caso.

A direção do deslocamento entre os anos de 1990 a 1997 é indício de uma preferência por mão-de-obra menos qualificada, podendo ser gerada pela abertura comercial, uma vez que os deslocamentos entre setores prevalecem. Nesse caso, teríamos a confirmação da predição teórica para o caso brasileiro. No entanto, os resultados para o subperíodo 1993-97, ainda que pouco expressivos, sugerem o contrário.

Buscando tornar mais evidentes os deslocamentos da demanda relativa de trabalho segundo a concepção teórica e objetivando adequar a análise à desagregação incorporada na literatura sobre o assunto, apresentamos, na Tabela 3, o deslocamento da demanda global, decomposta em *inter* e *intra*, conforme a classificação trabalho qualificado e menos qualificado.

Tabela 3
Deslocamento de Demanda Relativa Segundo
Intensidade de Qualificação do Trabalho

		GLOBAL	INTER	INTRA
1985/89	Menos Qualificado	0,74%	-0,19%	0,93%
	Qualificado	0,58%	0,09%	0,49%
1990/97	Menos Qualificado	0,48%	0,94%	-0,46%
	Qualificado	0,45%	-0,45%	0,90%
1990/93	Menos Qualificado	1,00%	0,49%	0,51%
	Qualificado	0,58%	-0,23%	0,82%
1993/97	Menos Qualificado	-0,53%	0,45%	-0,98%
	Qualificado	-0,13%	-0,21%	0,08%
1985/97	Menos Qualificado	0,74%	0,57%	0,18%
	Qualificado	0,78%	-0,27%	1,04%

Fonte: elaboração própria a partir de Tabulações Especiais da PNAD/IBGE.

Ao contrário do observado para os níveis de escolaridade, o deslocamento de demanda global para trabalhadores menos qualificados (0,78%) e qualificados (0,74%) é praticamente o mesmo em todo o período. Os deslocamentos entre setores explicam a absorção de mão-de-obra menos qualificada, e os ocorridos dentro do setor, a absorção de mão-de-obra qualificada.

Entre 1990 e 1997, o deslocamento da demanda global é positivo para ambos os grupos, porém um pouco maior para os trabalhadores menos qualificados. Nesse grupo de qualificação dominam os deslocamentos intersetoriais, e no grupo dos qualificados, são os deslocamentos dentro dos setores que explicam o emprego desses trabalhadores. Depois de 1993, o sinal do deslocamento da demanda global se inverte e o que garante que a redução no emprego não venha a ser maior é o deslocamento positivo entre ramos no caso de trabalhadores menos qualificados.

Ainda que os resultados das Tabelas 2 e 3 mostrem que não há significativa mudança na composição setorial do emprego no período analisado, podemos constatar que o deslocamento da demanda por trabalhadores menos qualificados tende a ser predominantemente entre os ramos, indicando que fatores externos podem estar atuando sobre essa composição, tais como mudanças nas preferências dos consumidores, crescimento diferenciado de produtividade entre os ramos e o comércio internacional.

No trabalho de Katz e Murphy (1992), os autores observam que o deslocamento da demanda se faz na direção dos mais educados e ocorre substancialmente dentro dos setores,

indicando, segundo os mesmos, mudanças tecnológicas enviesadas por qualificação. Berman, Bound e Griliches (1994) mostram que parcela significativa do *upgrading* de qualificação entre 1973 e 1987 nos EUA é devido ao aumento na proporção de trabalhadores não ligados diretamente à produção na economia. Os resultados desses autores evidenciam que o componente dentro dos setores domina o componente entre setores. Para 0.552 pontos percentuais de aumento anual na participação dos trabalhadores não ligados à produção no emprego industrial entre 1979 e 1987, o componente dentro da indústria conta com 0.387 pontos percentuais, ou 70%, e o entre, com 30%. Berman, Bound e Machin (1999), utilizando uma outra metodologia, também observam, em países desenvolvidos, deslocamentos positivos na direção de mão-de-obra qualificada nos anos 80, independente da estabilidade ou do aumento do rendimento deste tipo de trabalhador.

Nos países em desenvolvimento, o resultado não é muito diferente. Hanson e Harrison (1995) verificam que no México, durante os anos 80, o diferencial de rendimento entre qualificados e menos qualificados aumenta em decorrência das mudanças internas dos setores e plantas industriais em direção a maior absorção de trabalhadores qualificados. Revenga (1997), em outro estudo sobre o México, constata que o processo de liberalização comercial é suave no que tange ao mercado de trabalho como um todo. Entretanto, há um deslocamento de demanda por trabalhadores qualificados em nível da firma.

Robbins (1997) verifica um aumento da demanda de trabalho por qualificados nos países da América Latina que estuda (Chile, Argentina, Costa Rica, Colômbia e Uruguai) e do Sudeste Asiático (Malásia, Filipinas e Taiwan). Predominam os deslocamentos entre setores positivos na Colômbia, Argentina, Malásia, Filipinas e Taiwan. Dentro dos setores, são positivos os deslocamentos para Chile, Colômbia e Argentina, e negativos para Costa Rica, Malásia, Filipinas e Taiwan. Para Robbins, os deslocamentos positivos de demanda por qualificados entre setores acompanhados pela elevação do rendimento relativo destes trabalhadores não estão de acordo com o previsto pela teoria do comércio internacional. A explicação, conforme o autor, deve se encontrar na combinação de dois fatores. Por um lado, pode estar refletindo estratégias de sofisticação de produtos e, por outro, a utilização de equipamentos tecnologicamente modernos em setores intensivos, até então, em baixa qualificação. A mudança tecnológica enviesada por qualificação viria embutida na modernização de equipamentos de empresas nacionais ou via *outsourcing*.

No que se refere ao caso brasileiro, como já dissemos, a análise indica predomínio de deslocamentos de mão-de-obra menos qualificada entre os setores. A abertura comercial ou algumas das outras grandes transformações no ambiente econômico podem ter reduzido o preço de bens dos setores intensivos em qualificação, ocasionando a demissão de

trabalhadores nesses ramos. Os trabalhadores demitidos podem ter sido absorvidos por um outro ramo industrial onde não houve nenhum choque externo ou onde este foi menos intenso. A seguir, pretendemos completar esse raciocínio relacionando diretamente a abertura comercial aos deslocamentos de demanda.

V.4 Deslocamentos na demanda relativa de trabalho devido ao comércio

Para estimar o impacto do comércio sobre a demanda relativa de trabalho, Katz e Murphy (1992) recorrem à metodologia de *factor content*. Segundo Wood (1994), é talvez a abordagem mais conhecida para testar o modelo de Heckscher-Ohlin, sendo também utilizada, com alguns cuidados de ênfase, em estimativas de impacto do comércio sobre a demanda de fator.

O teste de impacto do comércio sobre o deslocamento de demanda relativa de trabalho segue, portanto, a abordagem de Katz e Murphy (1992). Para estimar a oferta de trabalho equivalente a comércio, transformam os fluxos de comércio em equivalentes de produto doméstico, utilizando os mesmos coeficientes técnicos da produção doméstica e ignorando efeitos indiretos de insumo-produto. Desse modo, a quantidade implícita de trabalho no comércio é a quantidade de trabalho requerida para produzir bens dentro do país. A oferta de trabalho implícita do grupo demográfico k contida no comércio líquido no ano t como uma fração da oferta total de trabalho doméstica do grupo é dada por:

$$L_t^k = \sum e_i^k E_{it} (I_{it}/Y_{it}), \quad (6)$$

onde e_i^k é a participação média do emprego do grupo k em unidades de eficiência no período-base;

I_{it} são as importações líquidas no ramo i no ano t ;

Y_{it} é o produto no ramo i no ano t ;

E_{it} é a participação do emprego em unidades de eficiência do ramo i na economia no ano t ($\sum_i E_{it} = 1$).

A quantidade de trabalho implícita incorporada nas importações líquidas no ramo i no ano t , medida como fração total do trabalho, é dada por $(E_{it}/Y_{it}) * I_{it}$. Assim, o efeito do comércio sobre a demanda relativa para o grupo k no ano t é dado por:

$$T_t^k = - (1/E^k) \sum_i [e_i^k E_{it} (I_{it}/Y_{it})] + \sum_i E_{it} (I_{it}/Y_{it}) \quad (7)$$

onde E^k é a participação média do emprego do grupo k no período-base,

O primeiro termo é a quantidade implícita de trabalho do grupo k contida no comércio, normalizada pelo emprego do grupo k no período-base com o sinal invertido para indicar que estamos tratando de demanda. O segundo termo ajusta a medida de deslocamento da demanda para que os fluxos de comércio só afetem a demanda relativa de trabalho.

Nessa equação existe a pressuposição de que mudanças induzidas pelo comércio sobre o produto do ramo alteram, na mesma proporção, o emprego dos trabalhadores ligados diretamente à produção e dos trabalhadores não associados à produção, os chamados “trabalhadores de escritório”¹⁰ No entanto, é plausível que os fluxos de comércio possam afetar distintamente o emprego dos trabalhadores da produção e da “não-produção” Em particular, enquanto exportação e produção para o consumo doméstico podem criar empregos para ambos os tipos de trabalhadores de forma similar, as importações podem, por sua vez, deslocar trabalhadores da produção em uma intensidade maior do que a dos não vinculados à produção, porque muitas das atividades dos trabalhadores da “não-produção” podem ser complementares às dos trabalhadores da produção do país exportador. Para esse segundo caso de deslocamento diferenciado, Katz e Murphy (1992) utilizam:

$$T_t^k = - (1/ E^k) \sum_i \{ [e_i^k E_{it} (X_{it}/Y_{it})] - p_i^k E_{it} (M_{it}/Y_{it}) \} \quad (8)$$

onde X_{it} é a exportação do ramo i no ano t ;

M_{it} é a importação do ramo i no ano t ;

p_i^k é a participação média dos trabalhadores da produção do grupo k na indústria i no período-base.

A equação (8) pressupõe que as exportações sejam distribuídas para todos os trabalhadores da mesma forma que o produto doméstico é absorvido pelo consumo doméstico e as importações são alocadas somente para os trabalhadores da produção.¹¹

10 A categoria produção/não-produção está intimamente associada à qualificação, pois os trabalhadores detentores desse atributo tendem a ocupar postos de trabalho que não estão diretamente vinculados à produção, ao passo que os menos qualificados tendem a se concentrar em ocupações da produção.

11 Os dados para esses cálculos provêm da matriz X de dimensão 160 por 5 que combina os grupos com as mesmas características de escolaridade (4), ramo (20) e categorias da produção/não-produção (2) nos anos de 1990 a 1996.

De acordo com a Tabela 4, o comércio parece ter afetado negativamente a demanda relativa de trabalho para os níveis de escolaridade mais baixos (Primário e Ginásio Incompleto) e os menos qualificados pelo critério “mesma alocação” depois da abertura comercial. No primeiro subperíodo, 1990-93, esse efeito é um pouco mais intenso do que no segundo subperíodo.

Além disso, quando comparamos os resultados deste teste pelo critério “mesma alocação” com o de deslocamento da demanda global, observamos que os valores de comércio são inferiores ao da demanda global de 1990 a 1993 e superiores depois de 1993 no caso de escolaridade, indicando que o comércio é a variável mais importante para explicar o deslocamento da demanda por trabalhadores menos instruídos. Outra diferença importante a ser destacada é que, sem considerarmos qualquer causa, a variação na demanda relativa de trabalho dos de menor nível de escolaridade ou dos menos qualificados é positiva, ao imputarmos a comércio, essa variação passa a ser negativa. Após 1990, portanto, outros fatores contribuem para o aumento da demanda relativa de trabalho de menor educação formal ou menos qualificados, superando os efeitos negativos do comércio.

Tabela 4
Deslocamento da Demanda Devido a Comércio 1990-96,
Segundo Escolaridade e Intensidade de Qualificação

Período	Faixa de Escolaridade	Mesma Alocação	Alocação Diferenciada	Tipologia Intensidade Qualificação	Mesma Alocação	Alocação Diferenciada
1990-96	Prim Inc	-0,97%	8,22%	M. Qual	-0,46%	7,15%
	Gin. Inc.	-0,02%	6,30%	Qual.	0,24%	5,94%
	Ilo Inc.	0,01%	6,87%			
	Ilo Comp.	0,30%	5,74%			
1990-93	Prim Inc	-0,50%	-4,43%	M. Qual	-0,26%	-5,01%
	Gin. Inc.	-0,15%	-5,40%	Qual.	0,13%	-5,39%
	IIº Inc.	0,08%	-5,15%			
	IIº Comp.	0,18%	-5,50%			
1993-96	Prim Inc	-0,47%	12,64%	M. Qual	-0,20%	12,16%
	Gin. Inc.	0,13%	11,70%	Qual.	0,10%	11,33%
	IIº Inc.	-0,08%	12,02%			
	IIº Comp.	0,13%	11,24%			

Fonte: elaboração própria a partir de Tabulações Especiais da PNAD/IBGE e MIP/IBGE.

No entanto, considerando o critério “alocação diferenciada”, a conclusão é diferente da alcançada pelo critério “mesma alocação”. Em primeiro lugar, os percentuais de deslocamento

da demanda são bem mais elevados do que os obtidos no teste de deslocamento da demanda global assim como neste teste pelo critério “mesma alocação” Em segundo lugar, não há distinção de sinal do deslocamento conforme a escolaridade ou classificação por qualificação, positivo em todos os grupos no período completo, de 1993-96, e negativo no subperíodo 1990-93.

VI Síntese dos principais resultados

Neste artigo, nossa primeira motivação é identificar se no período analisado as flutuações no rendimento de trabalhadores com determinadas características demográficas se devem a deslocamentos da oferta relativa de trabalho ou da demanda relativa de trabalho. O cálculo do produto interno de vetores referentes ao rendimento e à quantidade de trabalho indica, a princípio, que os deslocamentos de oferta prevalecem. Mas como os valores são praticamente nulos, esse resultado não nos permite tirar nenhuma conclusão a respeito do domínio de um tipo de deslocamento sobre o outro.

Os deslocamentos da demanda de trabalho foram analisados em mais dois testes. No primeiro deles, enfatizamos o deslocamento segundo escolaridade e qualificação. A pretensão era identificar se a absorção de menos qualificados foi proporcionalmente maior, na medida em que o Brasil é um país que detém vantagem comparativa nesse fator em relação aos países desenvolvidos, e se esse deslocamento ocorreu com maior intensidade entre os setores industriais. Os resultados encontrados mostram que, no Brasil, entre 1985 e 1997, os níveis de escolaridade favorecidos e o aspecto diferenciado do deslocamento da demanda dificultam qualquer conclusão em relação à predição teórica. Substituindo níveis de escolaridade pela dicotomia trabalho qualificado e menos qualificado, observamos que a direção do deslocamento entre os anos de 1990 a 1993 é indício de uma preferência por mão-de-obra menos qualificada, podendo ser gerada pela abertura comercial, uma vez que os deslocamentos entre setores prevalecem. Nesse caso, teríamos a confirmação da predição teórica para o caso brasileiro. No entanto, os resultados para o subperíodo posterior (1993-97), ainda que pouco expressivos, sugerem o contrário, isto é, os deslocamentos intra-setoriais dominam, indicando a possibilidade de uma mudança tecnológica enviesada por qualificação.

O segundo dos testes sobre deslocamento de demanda associa esse efeito ao comércio, buscando, por meio da metodologia de *factor content*, avaliar se a abertura comercial é responsável pelos deslocamentos entre ramos, favorecendo os trabalhadores menos qualificados. Dos vários resultados alcançados, destaca-se o fato de o comércio, quando se adota o critério “mesma alocação”, ter um impacto negativo sobre a demanda por

trabalhadores menos instruídos no período como um todo. Após 1990, no entanto, sem considerarmos nenhum fator de explicação, a variação na demanda relativa de trabalho dos de menor nível de escolaridade ou dos menos qualificados é positiva. Nesse mesmo subperíodo, ao imputarmos a comércio, essa variação passa a ser negativa. Assim, depois de 1990, outros fatores contribuem para o aumento da demanda relativa de trabalho de menor educação formal ou menos qualificados, superando os efeitos negativos do comércio.

Cabe ressaltar que toda a análise teve por pano de fundo vários fatores, entre eles a questão da abertura comercial. A exposição ao mercado internacional não é a única transformação por que passa a economia brasileira nos anos 90, o que, portanto, dificulta o isolamento dos efeitos da mesma sobre as variáveis rendimento e emprego. Por outro lado, é reconhecido na literatura que a abertura comercial é a causa motora dessas transformações (Wood, 1994 e Leamer, 1996), na medida em que as economias precisam buscar ampliar a competitividade de seus produtos.

Esse artigo avançou em algumas questões referentes ao impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho, mas certamente não esgotou todas as possibilidades metodológicas e empíricas de se abordar a questão. Podemos pensar em modelos que incluam outras variáveis de comércio e que, com isso, possamos alcançar resultados mais precisos quanto à relação entre comércio e emprego dos trabalhadores ou modelos mais sofisticados que assegurem formas de controle das outras mudanças que ocorreram no período analisado. De qualquer maneira, os resultados alcançados já representam uma contribuição para a discussão de tal tema no Brasil, ressaltando, no entanto, que maior cuidado deve ser tomado no que diz respeito à formulação de política econômica, visto que há outras mudanças no ambiente econômico que não foram contempladas nos testes empíricos.

Referências bibliográficas

- Azevedo, A. F.Z; Portugal, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. *Nova Economia*. UFMG/FACE/DCE, v. 8, n. 1, p. 37-64 julho, 1998.
- Barros, R.P; Corseuil, C.H., Bahia, M. Labor market regulations and the duration of employment in Brazil. XXVII Encontro Nacional de Economia, *Anais*, Belém, dezembro 1999, v. 1, p. 431-445.
- Berman, E., Bound, J., Griliches, Z. Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing: Evidence from annual survey of manufactures. *Quarterly Journal of Economics*, CIX, 2, p. 367-397, 1994.

- Berman, E., Bound, J.; Machin, S. Implications of skill-biased technological change: international evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 1245-1279, novembro 1998.
- Bonelli, R., Fonseca, R. 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.
- Carvalho, P.G.M., Feijó, C.A. Uma avaliação do aumento da produtividade no período recente. XXVII Encontro Nacional de Economia, *Anais*, Belém, dezembro 1999, v. 2, p. 847 - 866.
- Dedecca, C. S. Produtividade, emprego e salários na indústria brasileira. XXVII Encontro Nacional de Economia, *Anais*, Belém, dezembro 1999, v. 3, p. 2043-2058.
- Gujarati, D.N. *Basic econometrics*. New York: McGraw-Hill Book Company, 1988, cap.18.
- Hanson, G.H.; Harrison, A. Trade, technology and wage inequality. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n. 5110, maio 1995.
- Katz, L., Murphy, K.M. Changes in relative Wwges 1963-1987: supply and demand factors. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 35-77, fevereiro 1992.
- Leamer, E. Trade, wages and revolving door ideas. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n. 4716, abril 1994.
- _____ In search of Stolper-Samuelson effects on U.S. wages. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n. 5427, janeiro 1996.
- Moreira, M.M., Najberg, S. Abertura comercial: criando ou exportando empregos? *Texto para Discussão BNDES* N. 59, Rio de Janeiro, outubro, 1997
- Revenga, A. Employment and wage effects of trade liberalization: the case of Mexican manufacturing. *Journal of Labor Economics* v. 15, n. 3, pt 2, p. s21-s43, 1997
- Robbins, D.J. *HOS hits facts: facts win - Evidence on trade and wages in the developing world*. Outono 1997 Mimeografado.
- Rossi, J.L., Ferreira, P.C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 1, p. 1-36, abril 1999
- Wood, A. How much does trade with the south affect workers in the north? *The World Bank Research Observer*, v. 6, n. 1, p. 19-36, 1991.
- _____ *North-south trade, employment and inequality*. Oxford: Claredon Press, 1994.

_____. Openness and wage inequality in developing countries: the Latin American challenge to East Asian conventional wisdom. *The World Bank Economic Review*, v. 11, n. 1, p. 33-57, 1997.

Apêndice

Ramo de atividade é uma variável que totaliza **20 categorias**, definidas segundo uma tipologia (Moreira e Najberg, 1997) que compatibiliza os dados da PNAD com a MIP. São:

- 1 - Agropecuária
- 2 - Extrativa Mineral
- 3 - Petróleo e Gás
- 4 - Mineral Não Metálico
- 5 - Siderurgia
- 6 - Máquinas e Equipamentos
- 7 - Equipamentos Elétricos e Eletrônicos
- 8 - Equipamentos de Transporte
- 9 - Madeira e Mobiliário
- 10 - Celulose, Papel e Gráfica
- 11 - Indústria da Borracha
- 12 - Elementos Químicos e Químicos Diversos
- 13 - Refino do Petróleo
- 14 - Farmácia e Veterinária
- 15 - Artigos Plásticos
- 16 - Indústria Têxtil
- 17 - Artigos do Vestuário
- 18 - Fabricação de Calçados
- 19 - Beneficiamento e Indústria de Alimentos
- 20 - Indústrias Diversas

Tabela A1
Importações Líquidas Sobre Valor da Produção Segundo Ramos (1990-96)

Ramos	1990	1992	1993	1995	1996
AGROPECUÁRIA	0,003199	0,010707	0,011317	0,020114	0,018706
EXTRAT. MINERAL	-0,32908	-0,41719	-0,40682	-0,27877	-0,29252
PETRÓLEO E GÁS	0,959868	0,889204	0,727797	0,737852	0,684021
MINERAL Ñ METÁLICO	-0,00393	-0,01975	-0,02465	-0,00618	-0,00422
SIDERURGIA	-0,10239	-0,14106	-0,12521	-0,08332	-0,08039
MÁQUINAS E EQUIP.	0,071887	0,044777	0,05462	0,176945	0,191116
EQ. ELÉT. ELETRÔNICOS	0,10055	0,162423	0,233251	0,27389	0,309728
EQUIP TRANSPORTE	-0,07204	-0,10101	-0,06491	0,073496	0,024756
MADEIRA E MOBILIÁRIO	-0,03506	-0,09074	-0,12102	-0,08498	-0,07819
CELUL. PAPEL E GRÁF.	-0,03614	-0,07757	-0,06029	-0,04822	-0,01807
IND. DA BORRACHA	-0,00312	-0,03763	-0,02963	0,025431	0,016273
E. QUIM. E QUÍM. DIVERSOS	0,069792	0,062881	0,06407	0,098459	0,085748
REFINO DO PETRÓLEO	-0,00359	0,027261	0,043223	0,07021	0,070206
FARM. E VET.	0,060032	0,066674	0,060817	0,116684	0,140101
ARTIGOS DE PLÁSTICO	0,008633	-0,003	0,003405	0,047087	0,04906
IND. TÊXTIL	0,023543	0,038606	0,047557	0,081274	0,080283
ART. DO VESTUÁRIO	-0,00695	-0,02185	-0,02102	0,015847	0,016772
COURO E CALÇADOS	-0,20708	-0,42976	-0,39288	-0,28086	-0,32264
IND. DE ALIMENTOS	-0,07839	-0,10705	-0,10583	-0,08056	-0,07758
INDÚSTRIAS DIVERSAS	0,041072	0,041371	0,053429	0,174591	0,196131

Fonte: elaboração própria a partir da MIP/IBGE.

Tabela A2
Exportações Sobre Valor Bruto da Produção Segundo Ramos (1990-96)

	1990	1992	1993	1995	1996
AGROPECUÁRIA	0,015889	0,018904	0,015976	0,009072	0,01148
EXTRAT. MINERAL	0,399298	0,48153	0,46549	0,352344	0,359954
PETRÓLEO E GÁS	3,06E-05	1,18E-05	1,07E-05	0,012159	0,002043
MINERAL Ñ METÁLICO	0,016914	0,036583	0,04386	0,035734	0,035617
SIDERURGIA	0,124754	0,171186	0,155611	0,128848	0,124609
MÁQUINAS E EQUIP	0,072895	0,12856	0,108985	0,095974	0,089211
EQ. ELÉT. ELETRÔNICOS	0,06418	0,12036	0,123233	0,075926	0,079726
EQU. TRANSPORTE	0,132838	0,232222	0,201688	0,113251	0,127982
MADEIRA E MOBILIÁRIO	0,039396	0,097152	0,128573	0,098901	0,096356
CELUL. PAPEL E GRÁF.	0,061272	0,104287	0,093654	0,10773	0,076071
IND. DA BORRACHA	0,05446	0,09563	0,097277	0,082632	0,089316
E. QUIM. E QUÍM.DIVERSOS	0,032243	0,045256	0,047415	0,049138	0,053093
REFINO DO PETRÓLEO	0,042418	0,042362	0,040208	0,036164	0,026815
FARM. E VET	0,016322	0,029751	0,031338	0,028675	0,031234
ARTIGOS DE PLÁSTICO	0,0139	0,037385	0,038313	0,027395	0,022983
IND. TÊXTIL	0,034724	0,041671	0,0411	0,038203	0,034376
ART DO VESTUÁRIO	0,012381	0,027504	0,029479	0,015817	0,014236
COURO E CALÇADOS	0,243614	0,472147	0,441757	0,35603	0,391945
IND. DE ALIMENTOS	0,09974	0,124776	0,125537	0,113851	0,108752
INDÚSTRIAS DIVERSAS	0,032	0,052492	0,093414	0,069364	0,068941

Fonte: elaboração própria a partir da MIP/IBGE.

Tabela A3
Importações Sobre o Valor da Produção Segundo Ramos (1990-96)

	1990	1992	1993	1995	1996
AGROPECUÁRIA	0,019089	0,029611	0,027293	0,029186	0,030187
EXTRAT. MINERAL	0,070215	0,064342	0,058668	0,073578	0,067431
PETRÓLEO E GÁS	0,959898	0,889216	0,727808	0,750011	0,686064
MINERAL Ñ METÁLICO	0,012979	0,016829	0,01921	0,029558	0,031401
SIDERURGIA	0,022363	0,03013	0,0304	0,045528	0,044217
MÁQUINAS E EQUIP	0,144782	0,173337	0,163604	0,272919	0,280327
EQ. ELÉT. ELETRÔNICOS	0,16473	0,282783	0,356484	0,349816	0,389454
EQU. TRANSPORTE	0,060796	0,131212	0,136781	0,186747	0,152738
MADEIRA E MOBILIÁRIO	0,004338	0,006417	0,007555	0,013921	0,018165
CELUL. PAPEL E GRÁF.	0,025131	0,026718	0,033366	0,059507	0,058003
IND. DA BORRACHA	0,051342	0,057997	0,067646	0,108063	0,10559
E. QUIM. E QUÍM.DIVERSOS	0,102035	0,108138	0,111485	0,147597	0,138841
REFINO DO PETRÓLEO	0,038832	0,069623	0,083431	0,106374	0,097021
FARM. E VET.	0,076354	0,096425	0,092155	0,145359	0,171336
ARTIGOS DE PLÁSTICO	0,022533	0,034387	0,041718	0,074482	0,072043
IND. TÊXTIL	0,058267	0,080277	0,088657	0,119477	0,114659
ART. DO VESTUÁRIO	0,005431	0,00565	0,00846	0,031664	0,031008
COURO E CALÇADOS	0,036531	0,042389	0,048875	0,075169	0,069303
IND. DE ALIMENTOS	0,021346	0,017727	0,019705	0,033294	0,031175
INDÚSTRIAS DIVERSAS	0,073072	0,093863	0,146843	0,243955	0,265072

Fonte: elaboração própria a partir da MIP/IBGE.

Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil*

Paulo R. A. Loureiro[§]
Francisco Galvão Carneiro[§]

RESUMO

O artigo investiga a existência de discriminação nos mercados de trabalho urbano e rural no Brasil. Utilizando o procedimento de Heckman (1970) para estimar equações de participação e rendimentos e o método de decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973), testamos a hipótese de que os retornos à educação são diferenciados para trabalhadores urbanos e rurais no Brasil. A metodologia de análise utilizada no artigo permite decompor a diferença entre os salários médios masculinos e femininos, urbanos e rurais, na parcela que resulta das características pessoais consideradas como explicativas, tais como educação, horas de trabalho e experiência, e outra parcela, que caracteriza a existência de discriminação. A análise é feita com microdados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD) para o ano 1998. Os resultados encontrados sugerem a existência de forte discriminação por raça e gênero, além de substanciais diferenciais de salários entre trabalhadores urbanos e rurais.

Palavras-chave: discriminação, determinação de salários, capital humano, setores rural e urbano.

ABSTRACT

The article investigates the existence of discrimination in the urban and rural labor markets in Brazil. Using the procedure proposed by Heckman (1970) to estimate participation and earnings equations and the method of decomposition proposed by Blinder (1973) and Oaxaca (1973), we test the hypothesis that returns to education are different for urban and rural workers in Brazil. The methodology we use allows for the decomposition of the difference in the average wages of male and female workers in the urban and rural sectors in a share that can be explained by characteristics such as education, hours of work and experience, and in another share that reflects the existence of discrimination. The analysis is carried out with microdata from the National Household Surveys (PNADs) of 1998. The results we obtained suggest the existence of strong discrimination by gender and race, besides the presence of substantial wage differentials between urban and rural workers.

Key words: discrimination, wage determination, human capital, rural and urban sectors.

JEL classification: J31, J71, D32.

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Joaquim Pinto de Andrade, Jorge Saba Arbache, Carlos Alberto Ramos, Adolfo Sachsida e de dois pareceristas anônimos, isentando-os de quaisquer erros remanescentes. Carneiro agradece o apoio financeiro do CNPq.

§ Os autores são professores do Mestrado em Economia de Empresas da Universidade Católica de Brasília.

1 Introdução

A contribuição seminal no estudo da discriminação é atribuída a Becker (1957), que apresentou fundamentação microeconômica para explicar a existência de discriminação no mercado de trabalho. De acordo com Becker (1957), a existência de discriminação se dá quando um grupo de indivíduos que têm habilidades, educação, treinamento, experiência e produtividades iguais recebem salários diferentes ou tratamento diferenciado em função de sua raça, sexo, religião ou outras características pessoais, que não têm efeito sobre sua produtividade (veja ainda Phelps, 1972 e Arrow, 1972). O modelo original de Becker assume que se o indivíduo tem preferência por discriminar, ele tem que agir como se estivesse disposto a pagar alguma coisa, direta ou indiretamente, na forma de uma redução de renda, por ser associado a algum grupo ao invés de outro. Ou seja, discriminação consistiria, basicamente, em reduzir lucros, salários ou renda para manter preconceito de algum tipo.

Uma das questões levantadas na literatura sobre discriminação no mercado de trabalho é que se a mesma é ineficiente, então porque persistiria numa economia competitiva? A ineficiência decorreria da má alocação dos indivíduos no mercado de trabalho, em função da discriminação, uma vez que alguns trabalhadores receberiam uma remuneração menor que sua produtividade marginal. Tal situação geraria salários desiguais, tratamento diferenciado, segregação e discriminação. Uma das possíveis explicações para a existência de salários desiguais seria a existência de retornos diferenciados à educação e treinamento de um determinado indivíduo. Spence (1973) procura explicar a persistência de discriminação em mercados competitivos argumentando que pode haver incertezas sobre a produtividade dos trabalhadores por parte do empregador. Assim, se os sinais sobre educação e experiência não informam perfeitamente sobre a produtividade dos trabalhadores, informações sobre raça e sexo, por exemplo, poderiam ser usadas pelo empregador para diferenciar indivíduos com produtividades semelhantes (veja ainda Aigner e Cain, 1977).

Becker (1962) e Mincer (1974), entre outros, investigaram a questão dos retornos à educação e treinamento. Becker (1962) argumenta que investimentos em capital humano contribuem para o desenvolvimento de habilidades físicas e mentais dos indivíduos, além de possibilitar um aumento de sua renda. Ou seja, o treinamento realizado hoje elevaria a produtividade futura, cujo custo envolvido, no entanto, refletiria o custo incorrido com o tempo gasto em treinamento, que teria impossibilitado a produção no período de estudos. Os custos com a educação, por outro lado, incluem não apenas os custos diretos (livros, matrículas, materiais etc.), mas também o custo de oportunidade de não se estar trabalhando para se poder estudar. Assim, todos os que incorrem nesses custos esperam um retorno na forma de uma remuneração mais elevada.

Para o caso do Brasil, Stelcner *et al.* (1994), Tiefenthaler (1994), Kassouf (1997; 1998), e Silva e Kassouf (2000), *inter alia*, investigaram a existência de retornos diferenciados à educação e treinamento. Em geral, a abordagem utilizada por esses estudos foi a de verificar a existência de discriminação na presença de segmentação no mercado de trabalho. Em todos os casos foi possível constatar importantes diferenciais de salários em função tanto da discriminação quanto da segmentação no mercado de trabalho (c.f., Silva e Kassouf, 2000).

Neste artigo, procura-se analisar a presença ou não de discriminação associada a sexo e a raça dentro do setor rural e do setor urbano e se a existência de discriminação afeta o diferencial de salários em cada um desses setores no Brasil. De fato, Kassouf (1997) aponta que os salários médios dos trabalhadores rurais representavam, em 1989, apenas 40% dos salários dos trabalhadores urbanos. Ao estudar os diferenciais de salários para os dois setores, Kassouf (1997) constatou que os retornos à escolaridade e ao treinamento foram bem superiores no setor urbano do que no setor rural. Além disso, a autora concluiu que os trabalhadores urbanos atingiram o pico de rendimento mais cedo do que os do setor rural, o que sugere que os residentes no setor urbano têm maiores incentivos em investir em educação e treinamento do que no setor rural.

Diferentemente de Kassouf (1997), estaremos utilizando a metodologia de decomposição de Blinder-Oaxaca (1973), além do procedimento de Heckman (1974), e dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD-IBGE). Kassouf (1997) utilizou dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição, realizada em 1989 pelo Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição (INAN), pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e pelo Instituto de Planejamento Econômico e Social (IPEA). Dessa forma, o artigo apresenta uma contribuição original, que pode ser traduzida pela utilização de uma metodologia alternativa de análise e uma base de dados distinta da utilizada por trabalhos anteriores para estudar a existência de discriminação entre trabalhadores urbanos e rurais no Brasil.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2, discutimos a metodologia de análise, que consiste em estimar uma equação de participação no mercado de trabalho e, posteriormente, equações de rendimento que permitiram a decomposição dos diferenciais de salários por gênero. Na seção 3, discutimos os dados e analisamos os resultados estimados. Por fim, na seção 4, apresentamos nossas conclusões, que apontam para a forte presença de discriminação salarial por sexo e gênero, nos setores rural e urbano.

2 Metodologia

Para testar a hipótese de retornos diferenciados à educação entre os setores rural e urbano no Brasil ajustamos, inicialmente, um modelo Probit para estimar uma equação de participação no mercado de trabalho. Tal procedimento permite verificar os fatores que afetam a decisão dos trabalhadores de participar ou não do mercado de trabalho. Adicionalmente, utilizamos o método de decomposição de Blinder-Oaxaca (1973) para estimar equações de rendimento por gênero e por setor ocupacional. Tal procedimento permite decompor a diferença entre os salários médios masculinos e femininos - urbanos e rurais - na parcela que resulta das características pessoais consideradas como explicativas, tais como educação, horas de trabalho e experiência, e na outra parcela, que caracteriza a existência de discriminação.

2.1 O modelo Probit

Por meio do modelo Probit, pode-se verificar a probabilidade de que um trabalhador, dado um conjunto de características pessoais e familiares, venha a participar ou não do mercado de trabalho. Na análise Probit, a variável a ser explicada é a escolha dicotômica: trabalhar ou não trabalhar. Na tomada de decisão de aceitar trabalhar ou não trabalhar, admite-se que o empregado avalie os ganhos e/ou perdas do emprego. As variáveis que incorporam essa tomada de decisão geralmente não são diretamente observáveis para cada indivíduo i . Pode-se, então, definir y_i^* como uma preferência (não-observável) latente, tal como:

$$y_i^* = \beta_i X_{ik} + \mu_i \quad (1)$$

onde X_i representa um conjunto de variáveis explicativas relacionadas ao trabalhador i . A decisão de trabalhar pode ser descrita em termos de uma variável *dummy*, y , de forma que $y_i = 1$ se a pessoa aceitou trabalhar, e $y_i = 0$ se não aceitou trabalhar. O parâmetro β_i mede o efeito de uma mudança em X_{ik} sobre a variável latente (não-observável) y_i^* . A importância desses efeitos em termos de interpretação é que a variável latente e os efeitos marginais têm somente significado ordinal e não cardinal. O sinal de β_k determina a direção do efeito, e o efeito tende a ser maior quanto maior for β_k . Quanto maior o valor de y_i^* , maior a probabilidade de o indivíduo aceitar trabalhar. Não podemos observar y_i^* , mas podemos atribuir os valores 0 ou 1 à variável y .

O procedimento de Heckman

A equação de rendimento é a seguinte:

$$W_i = \delta Z_i + \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

onde W é o logaritmo do salário, Z é um vetor de características pessoais, δ é um conjunto de parâmetros e μ é vetor de erros aleatórios e que assume as pressuposições estatísticas usuais. Deve-se observar, no entanto, que dado que a amostra sobre a participação do trabalhador no mercado de trabalho não é aleatória, pode ocorrer viés de seletividade amostral. O viés de seletividade pode ser ilustrado da seguinte forma:

$$E[W_i | Z_i, y_i = 1] = \delta Z_i + E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] \quad (3)$$

e, supondo-se que ε e $\mu \sim N(0, \sigma^2)$

$$\mu_i = \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu^2} \mu_i + \nu, \text{ onde } \nu(\mu_i, \nu) = 0 \quad (4)$$

Assim,

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta X_i] &= \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} E\left[\frac{\mu_i}{\sigma_\mu} \middle| \frac{\mu_i}{\sigma_\mu} - \frac{-\beta X_i}{\sigma_\mu}\right] \\ &= \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \frac{\phi(\beta X_i)}{\Phi(\beta X_i)} \end{aligned} \quad (5)$$

onde $\phi(\cdot)$ é a função de densidade de probabilidade e $\Phi(\cdot)$ sua função de distribuição cumulativa. Observando-se a equação (2), verificamos que os parâmetros são viesados, dado que a expectância na equação (3) não pode ser zero. O viés de seletividade ocorre quando $\text{Cov}(\mu, \varepsilon) \neq 0$.

De acordo com Heckman (1974), se a equação (2) de rendimentos for estimada utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), os parâmetros δ seriam viesados. No entanto, se a equação de rendimentos usasse uma função lambda $\lambda(.)$ como variável explicativa adicional, conhecida como o inverso da razão de Mill [equação (6)], produziria estimadores consistentes de δ .

$$\lambda(.) = \frac{\phi(\beta X_i / \sigma_\mu)}{\Phi(\beta X_i / \sigma_\mu)} \quad (6)$$

Heckman (1974) observou que o modelo poderia ser facilmente estimado utilizando o seguinte procedimento: estimar a equação de participação do trabalhador no mercado de trabalho sobre o vetor X usando um modelo Probit para obter estimativas de δ / μ_i . Com base nessas estimativas, constrói-se o inverso da razão de Mill. Após isso, estima-se a equação de rendimentos sobre Z , usando o inverso da razão de Mill como variável explicativa.

Assim, o procedimento de Heckman (1974, 1990) deve ser utilizado para a obtenção de estimadores consistentes dos parâmetros nas equações de rendimentos estimados por mínimos quadrados ordinários, da seguinte forma:

$$W_i = \delta Z_i + \frac{\phi(\beta X_i / \sigma_\mu)}{\Phi(\beta X_i / \sigma_\mu)} \Theta \quad (7)$$

ou

$$W_i = \delta Z_i + \lambda_i \Theta \quad (7')$$

2.2 A decomposição de Blinder-Oaxaca

O procedimento descrito acima permite que se obtenham estimativas consistentes sobre o rendimento dos trabalhadores urbanos e rurais, controlando-se por características individuais. A partir daí, pode-se verificar se existem ou não diferenciais de salários por sexo, gênero e setor de atividade, por exemplo. A confirmação da existência de diferenciais de salários para trabalhadores com igual produtividade caracterizaria a presença de discriminação. No entanto, o procedimento utilizado para identificar a existência ou não de discriminação no mercado de

trabalho não permite distinguir qual a parte do diferencial de rendimentos atribuída a variações nas características produtivas individuais, como educação, experiência e idade, e qual a parte do diferencial de salários que se deve à discriminação.

Para responder a essa questão, utilizamos o procedimento de decomposição proposto originalmente por Blinder (1973) e Oaxaca (1973). Para tanto, a amostra é dividida em dois grupos e estima-se o seguinte modelo:

$$\ln W_M = \alpha_M + \beta_M X_M + \varepsilon_M \quad (8)$$

$$\ln W_F = \alpha_F + \beta_F X_F + \varepsilon_F \quad (9)$$

$$\ln W_B = \alpha_B + \beta_B X_B + \varepsilon_B \quad (10)$$

$$\ln W_P = \alpha_P + \beta_P X_P + \varepsilon_P \quad (11)$$

onde $\ln W$ é o logaritmo dos salários, X_i é o vetor das características individuais, tais como educação, experiência, etc., β é o parâmetro a ser estimado, e ε é o erro aleatório - independente e identicamente distribuído. Os subíndices M , F , B , P referem-se, respectivamente, às categorias masculino, feminino, branco e pardo.

O modelo de regressão implica que o diferencial de salário pode ser escrito em termos de decomposição. A análise de decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973) explica o diferencial de salário por gênero e por raça em termos de características produtivas e discriminação:

$$\overline{\ln wage_M} - \overline{\ln wage_F} = (b_M - b_F) \overline{X_M} + b_F (\overline{X_M} - \overline{X_F}) \quad (12)$$

$$\overline{\ln wage_B} - \overline{\ln wage_P} = (b_B - b_P) \overline{X_B} + b_P (\overline{X_B} - \overline{X_P}) \quad (13)$$

onde a equação (12) é a diferença média dos logaritmos dos salários entre o sexo masculino e o feminino e a equação (13) representa a diferença média dos logaritmos dos salários entre as raças branca e parda.

A expressão $b_F (\overline{X_M} - \overline{X_F})$ é a parte do diferencial dos salários entre homens e mulheres atribuído à diferença das características produtivas, enquanto $(b_M - b_F) \overline{X_M}$ é a parte do diferencial do salário que é atribuído à diferença nos retornos a características entre gênero ou raça. Na ausência da discriminação, o diferencial é explicado pelo capital humano e outras variáveis mensuráveis. A diferença entre o primeiro termo da equação (12) ou (13) do lado esquerdo menos a soma dos dois termos da equação (12) ou (13) do lado direito é a medida da discriminação do salário.

3 Análise empírica

3.1 Os dados

Como afirmado anteriormente, a amostra utilizada neste artigo provém da PNAD de 1998. Os dados da PNAD incluem 338.355 entrevistados, sendo 273.432 para o setor urbano e 61.157 para o setor rural. A amostra que usamos contém informações para todos aqueles com mais de 18 anos. As Tabelas 1 e 2 mostram as variáveis utilizadas nas equações de participação no mercado de trabalho e de rendimento, enquanto suas médias e desvios padrões aparecem na Tabela 3. As variáveis em nossa análise são: raça, sexo, salários, anos de estudos, horas trabalhadas, mercado formal e informal, experiência (que é definida como idade menos anos de estudos menos 6), experiência ao quadrado, $\text{expeduc} - \text{experiência vezes educação}$, chefe, experiência do chefe, educação do chefe, cônjuge, idade, trabalhadores urbanos e rurais, filhos de todas as faixas de idades e as demais atividades: administração pública, agricultura, comércio, construção, serviços e transformação.

Tabela 1**Descrição das Variáveis Utilizadas na Equação de Participação no Mercado de Trabalho**

Variáveis dependentes:
Flph = participação masculina ou não no mercado de trabalho.
Flpm = participação feminina ou não no mercado de trabalho.

Variáveis explicativas:
Branco = 1 se a pessoa é branca e 0 caso contrário.
Chefe = 1 se a pessoa é o chefe da família e 0 caso contrário.
Cônjuge = 1 se a pessoa é o cônjuge na família e 0 caso contrário.
Parda = 1 se a pessoa é parda e 0 caso contrário.
Exper = Experiência = idade – educação – 6. –2
Exper2 = Experiência ao quadrado.
Educação = números de anos de estudo.
Expeduc = anos de experiência vezes anos de educação.
Expchf = anos de experiência vezes chefe.
Educhf = anos de educação vezes chefe.
Renda = renda da família.
Homem = 1 se a pessoa é do sexo masculino e 0 caso contrário.
Mulher = 1 se a pessoa é do sexo feminino e 0 caso contrário.
Agrícola =1 se a Atividade é Agrícola e 0 caso contrário.
Administração Pública =1 se a Atividade é a Administração Pública e 0 caso contrário
Comércio =1 se a Atividade é a indústria de comércio e 0 caso contrário.
Construção =1 se a Atividade é a indústria construção e 0 caso contrário.
Serviços =1 se a Atividade é a indústria de serviços.
Transformação=1 se a Atividade é a indústria de transformação e 0 caso contrário.
Indústria de prestações de serviços:
Filh02 = números de filhos de até 2 anos de idade.
Filh35 = números de filhos de 3 a 5 anos de idade.
Filh612 = números de filhos de 6 a 12 anos de idade.
Filhos13 = números de filhos (masculino) com mais de 13 anos de idade ou mais.
Filhas13 = números de filhas (feminino) com mais de 13 anos de idade ou mais
Filhos = números de filhos de todas as idades.
Idade = idade das pessoas em anos.

Tabela 2
Descrição das Variáveis Utilizadas nas Equações de
Rendimento no Mercado de Trabalho

Variáveis
Lnw = logaritmo natural do salário, por hora de trabalho (variável dependente).
Mercado Formal = 1 se a pessoa tem carteira assinada.
Mercado Informal = 1 se a pessoa não tem carteira assinada.
Exper = Experiência = idade – educação – 6.
Exper2 = Experiência ao quadrado.
Educação = números de anos de estudo.
Expeduc = anos de experiência vezes anos de educação.
Lambda = Inverso da razão de Mill.

A Tabela 3 registra as diferenças básicas das dotações entre o sexo masculino e feminino como também entre brancos e pardos nos setores urbano e rural. No setor urbano, os dados mostram que no ano de 1998 o log do salário médio horário semanal para trabalhadores do sexo masculino era de 1,9427 (o que equivale a um salário médio semanal de R\$ 307,00),¹ contra 1,643 para trabalhadores do sexo feminino (ou um salário médio semanal de R\$ 227,00). Em termos de experiência, os homens possuem cerca de 21 anos e as mulheres 19 anos, ao passo que taxa de formalização era de 35% para homens e 31% para as mulheres. Pode-se observar que, nesse setor, as médias das variáveis educação (8,80) e mercado informal (0,25) das mulheres são superiores comparativamente às dos homens, que apresentaram as seguintes médias: educação (7,80) e mercado informal (0,20).

Ainda no setor urbano, verifica-se que o trabalhador branco ganha salário médio semanal (log do salário horário semanal de 2,0666, correspondendo a um salário médio semanal de R\$ 347) mais alto do que o trabalhador pardo (log do salário horário semanal de 1,5203, ou um salário médio semanal de R\$ 201), em grande parte pelo fato de os mesmos terem anos de estudo (9,17) superiores às dos trabalhadores pardos (7,12), no ano de 1998. Observa-se que para os trabalhadores brancos a variável mercado formal (0,36) é maior do que para os trabalhadores pardos (0,29), ao contrário da variável mercado informal, que apresenta valor menor para os empregados brancos em relação aos empregados pardos, (0,19) e (0,27), respectivamente.

¹ Grosso modo, o salário médio semanal é calculado tomando por base uma jornada de trabalho de 44 horas semanais. Assim, calcula-se o antilog dos valores reportados e multiplica-se por 44 para obter os valores em reais para o salário médio semanal.

Tabela 3
Médias e Desvios-Padrão das Estatísticas Descritivas do Sexo Masculino (M),
Sexo Feminino (F), da Raça Branca (B), e da Raça Pardo(P),
nos Setores Urbano e Rural no Ano de 1998

Variáveis	Urbano				Rural			
	Homem	Mulher	Branco	Pardo	Homem	Mulher	Branco	Pardo
Hora/semana								
média	40,82	32,45	37,79	36,74	46,70	35,72	45,50	42,76
D.P.	18,59	19,74	19,02	20,14	12,99	14,88	14,69	13,88
Ln do								
Salário/semana								
média	1,9427	1,6403	2,0666	1,5203	1,4964	1,4776	1,5461	1,4466
D.P.	1,1395	1,1333	1,1828	1,0279	0,2140	0,2261	0,2231	0,2024
Exper								
média	20,97	18,70	19,77	20,10	29,23	24,43	27,75	28,22
D.P.	14,29	13,36	13,88	13,96	15,45	14,39	15,50	15,16
Expsq								
média	643,97	528,00	583,28	598,94	1093,07	804,00	1010,55	1026,19
D. P.	785,18	669,43	727,76	748,50	1065,42	871,61	1029,95	1024,22
Educ								
média	7,80	8,80	9,17	7,12	4,14	5,70	5,39	3,81
D.P.	4,18	4,24	4,22	3,96	3,20	4,03	3,61	3,19
Expeduc								
média	140,13	139,10	157,13	118,10	98,12	106,30	120,10	83,58
D.P.	115,32	110,37	122,79	96,27	77,87	82,20	85,03	68,78
Formal								
média	0,35	0,31	0,36	0,29	0,21	0,18	0,24	0,18
D.P.	0,48	0,46	0,48	0,45	0,41	0,41	0,43	0,39
Informal								
média	0,20	0,25	0,19	0,27	0,31	0,40	0,26	0,38
D.P.	0,40	0,44	0,39	0,44	0,46	0,49	0,44	0,49
Lambda								
média	0,1870	0,1750	0,4664	0,2899	0,1035	0,3872	0,5505	0,5414
D.P.	0,3331	0,3635	0,2768	0,4272	0,1178	0,3377	0,1853	0,1687

Nota: Os salários estão deflacionados pelo IPC da FGV/RJ.

Deve-se destacar que a média salarial horária semanal, no setor rural, no ano de 1998, para os homens e trabalhadores brancos (em logs, 1,4964 e 1,5461, correspondendo a um salário médio semanal de R\$ 196 e R\$ 206, respectivamente) foi superior à das mulheres e trabalhadores pardos (em logs, 1,4776 e 1,4466, correspondendo a um salário médio semanal de R\$ 192 e R\$ 187, respectivamente). É importante assinalar ainda que as médias das variáveis experiência (29,23), experiência ao quadrado (1093,07) e mercado formal (0,21) dos homens são superiores às das mulheres: experiência (24,43), experiência ao quadrado (804,00) e mercado formal (0,18). Observamos também que as médias da educação, expeduc e mercado informal das mulheres [(5,70), (106,30) e (0,40)] no setor rural são maiores do que as dos homens [(4,14), (98,12) e (0,31)]. Isto sugere que a mulher possui melhor formação educacional e uma tendência maior a participar do mercado de trabalho.

No tocante ao setor rural para raça branca, as médias da educação (5,39), expeduc (120,10) e mercado formal (0,26) são superiores às dos trabalhadores da raça parda, que apresentaram as seguintes médias: educação (3,81), expeduc (83,58) e mercado formal (0,18), respectivamente, no ano de 1998.

No período considerado, no setor urbano a participação masculina e branca (57,6% e 64%) na força de trabalho foi superior à participação feminina e parda (42,4% e 36%), respectivamente. Por sua vez, no setor rural o nível de participação da população masculina e parda (62,1% e 52,5%) na força de trabalho foi maior do que a população feminina e branca: 37,9% e 47,5%, respectivamente.

3.2 Resultados estimados

Os coeficientes das equações de participação no mercado de trabalho foram estimados pelo modelo Probit (Tabela 4). Todos os sinais das estimativas para as variáveis experiência, experiência ao quadrado, educação e experiência vezes educação, administração pública, agrícola, comércio, construção, serviços e transformação apresentaram-se conforme o esperado e foram significativamente diferentes de zero nas equações de taxa de participação da força de trabalho masculina e feminina, tanto no setor urbano como no setor rural. Os resultados indicam que quanto maior o número de anos de educação e experiência, maior a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Além disso, o efeito marginal deve aumentar com a educação e experiência até certo ponto, e diminuir com o quadrado da experiência e com a interação entre experiência e a educação. Os parâmetros são consistentes com os princípios da teoria do capital humano (ver Becker, 1962).

Tabela 4
Equação de Participação no Mercado de Trabalho no Período de 1998

Variáveis	Urbano				Rural			
	Homens	Mulheres	Branços	Pardos	Homens	Mulheres	Branços	Pardos
Constante	-0,843 -3,373 (0,026)	-0,703 -3,817 (0,029)	-0,771 -3,294 (0,022)	-0,380 -2,259 (0,021)	-1,201 -4,415 (0,064)	-0,804 -4,829 (0,076)	-0,641 -3,281 (0,05)	-0,874 -4,045 (0,078)
Agrícola	0,344 1,375 (0,018)	0,193 1,045 (0,011)	0,208 0,888 (0,016)	0,160 0,957 (0,016)	0,403 1,483 (0,024)	0,331 1,986 (0,026)	0,241 1,236 (0,02)	0,391 1,810 (0,034)
AdmPub	0,235 0,942 (0,019)	0,130 0,706 (0,02)	0,124 0,530 (0,017)	0,121 0,717 (0,017)	0,314 1,156 (0,083)	0,314 1,888 (0,087)	0,160 0,818 (0,065)	0,457 2,117 (0,107)
Comércio	0,245 0,980 (0,012)	0,190 1,031 (0,013)	0,207 0,886 (0,011)	0,109 0,650 (0,011)	0,363 1,337 (0,055)	0,326 1,9612 (0,060)	0,215 1,099 (0,043)	0,396 1,834 (0,071)
Construção	0,550 0,199 0,024	-0,074 -0,403 (0,034)	0,173 0,741 (0,015)	0,135 0,801 (0,014)	0,567 2,085 (0,057)	0,240 1,443 (0,066)	0,205 1,051 (0,04)	0,447 2,069 (0,064)
Serviços	0,139 0,556 (0,011)	0,298 1,620 (0,011)	0,192 0,818 (0,009)	0,131 0,782 (0,009)	0,220 0,808 (0,0499)	0,412 2,476 (0,0411)	0,217 1,109 (0,032)	0,411 1,905 (0,053)
Transformação	0,311 1,242 (0,014)	0,147 0,803 (0,015)	0,227 0,970 (0,012)	0,091 0,542 (0,012)	0,468 1,719 (0,05)	0,300 1,801 (0,054)	0,241 1,234 (0,038)	0,373 1,728 (0,062)
Educ	0,030 0,120 (0,002)	0,045 0,246 (0,002)	0,046 0,199 (0,002)	0,014 0,085 (0,002)	0,037 0,136 (0,006)	0,043 0,259 (0,007)	0,035 0,179 (0,005)	0,003 0,146 (0,008)
Exp	0,024 0,096 (0,001)	0,024 0,136 (0,002)	0,023 0,097 (0,001)	0,015 0,089 (0,001)	0,028 0,103 (0,003)	0,0187 0,113 (0,003)	0,014 0,070 (0,002)	0,031 0,145 (0,004)
Expsq	-0,0004 -0,0014 (1,6E-05)	-0,0003 -0,0017 (2,0E-05)	-0,0003 -0,0012 (1,5E-05)	-0,0002 -0,0012 (7,4E-05)	-0,0004 -0,0014 (3,3E-05)	-0,0002 -0,0011 (4,0E-05)	-0,0002 -0,001 (2,8E-05)	-0,0004 -0,0018 (4,8E-05)
Expeduc	-0,001 -0,004 (7,3E-05)	-0,001 -0,006 (8,4E-05)	-0,001 -0,004 (6,4E-05)	-0,0006 -0,004 (7,4E-05)	-0,001 -0,0037 (0,0002)	-0,001 -0,0053 (0,0001)	-0,0002 -0,001 (0,0002)	-0,002 -0,009 (0,0003)
Educhf		-0,003 -0,017 (0,002)				-0,004 -0,023 (0,006)		
Expchf	-0,0029 0,016 (0,001)					0,002 0,009 (0,001)		
Chefe	0,432 1,731 (0,01)	-0,212 -1,152 (0,031)	0,064 0,2749 (0,008)	0,036 0,212 (0,008)	0,704 2,591 (0,024)	-0,213 -1,281 (0,063)	0,016 0,080 (0,017)	0,052 0,24 (0,028)
Conjuge		0,086 0,466 (0,015)				0,043 1,577 (0,043)		
Real	-7,5E-08 -3,0E-07 (2,6E-08)	-1,1E-07 -5,8E-07 (2,6E-08)	-1,4E-07 -5,9E-07 (2,4E-08)	-2,3E-07 -1,4E-08 (3,3E-08)	-2,8E-07 -1,0E-06 (1,2E-07)	-1,3E-07 -8,2E-07 (1,3E-07)	-1,6E-07 -8,1E-07 (9,8E-08)	-6,0E-07 -2,8E-06 (2,8E-07)
Filho02	-1,090 -4,358 (156)	-0,061 -0,334 (0,041)	-1,160 -4,955 (104)	-0,859 -5,116 (143)	-1,415 -5,202 (251)	-0,629 -3,761 (463)	-0,954 -4,887 (423)	6,898 -31,938 (937)
Filho35	-1,093 -4,372 (156)	-0,986 -5,353 (416)	-1,132 -4,834 (1018)	-0,862 -5,131 (1434)	-1,554 -5,713 (261)	-0,629 -3,781 (467)	-0,995 -5,092 (437)	-6,909 -31,99 (849)
Filho612	-1,528 -6,11 (137)	-1,387 -7,531 (492)	-1,506 -6,431 (133)	-1,005 -5,983 (188)	-1,921 -7,062 (262)	-1,125 -6,759 (492)	-1,295 -6,629 (449)	-7,219 -33,38 (673)
Filhos13	0,259 1,034 (0,022)	-1,844 -10,01 (4628)	-0,009 -0,038 (0,02)	-0,021 -0,125 (0,02)	0,218 0,800 (0,056)	-1,480 -8,893 (529)	-0,040 -0,204 (0,053)	-0,044 -0,205 (0,084)
Filhas13	-1,879 -7,516 (146)	0,065 0,354 (0,028)	-0,045 -0,191 (0,021)	-0,043 -0,259 (0,021)	-2,322 -8,538 (263)	0,065 0,390 (0,07)	-0,067 -0,341 (0,057)	-0,142 -0,656 (0,092)
Filhos(a)	0,124 0,495 (0,012)	0,179 0,973 (0,027)	0,029 0,122 (0,019)	0,050 0,300 (0,019)	0,300 1,017 (0,054)	0,085 0,512 (0,066)	0,023 0,120 (0,051)	0,059 0,272 (0,081)
Razão Verossim. N	165496 68363	118834 50374	97827 64037	20240 45934	47498 16638	33206 10177	20280 11944	20061 13209

Com relação à variável educação do chefe, tanto para o setor urbano como para o setor rural os sinais dos parâmetros foram os esperados. Por exemplo, quanto maior o valor do coeficiente para esta variável, menor a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho. Como a decisão de participação da mulher no mercado de trabalho é geralmente influenciada pelo salário do homem, usamos as variáveis explicativas educação vezes chefe e experiência vezes chefe apenas nas equações de participação das mulheres no mercado de trabalho.² Assim, a lógica econômica nos diz que quanto maior o salário e o nível de escolaridade da mulher, maior sua tendência em participar da força de trabalho.

No que tange à condição do indivíduo na família (chefe e cônjuge), os coeficientes estimados também apresentaram os sinais esperados. Isto é, para o caso dos homens, a decisão de participar no mercado de trabalho foi positivamente relacionada com o *status* de chefe e cônjuge. Para o caso das mulheres, no entanto, essa associação foi negativa.

Os sinais dos coeficientes estimados sugerem que a participação da força de trabalho masculina relaciona-se positivamente com o número de filhos nas diversas idades e negativamente para o caso das filhas de 13 ou mais anos de idade. Por outro lado, diminui a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho quanto maior for o número de filhos em função dos cuidados maternos para com as crianças. O resultado acima faz sentido, pois é de se esperar que mães com filhos menores de 6 anos participem menos da força de trabalho, bem como que aquelas com filhos em idade escolar estejam mais liberadas para trabalhar. Portanto, o salário de reserva destas mulheres deve ser maior. No entanto, aumenta a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho quanto maior o número de filhas com mais de 13 anos de idade, situação comum em muitas famílias, onde as meninas nessa idade substituem e/ou ajudam as mães nos trabalhos domésticos.

Estimação das equações de salários

A variável dependente é o logaritmo do salário-hora de cada indivíduo que participa do mercado de trabalho. As variáveis explicativas educação, experiência, experiência ao quadrado e experiência vezes educação obtiveram os sinais esperados nos dois modelos e estão de acordo com a teoria do capital humano. A interpretação desses parâmetros pode ser feita como a de taxas de retorno à escolaridade, pois a função é log-linear.

2 Geralmente, supõe-se que o salário do chefe influencie a decisão da mulher em participar ou não no mercado de trabalho; assim, quanto maior a educação do chefe, maior seu salário e menor a participação da mulher no mercado de trabalho (veja Lima, 1997 e Kassouf, 1997).

Com base nos coeficientes estimados para as equações de participação no mercado de trabalho, calcularam-se as variáveis lambda (ou inverso da razão de Mill), que são utilizadas nas equações de salários. Essas equações são estimadas, então, por mínimos quadrados generalizados, ponderando-se pelo fator de expansão da amostra, e seus resultados estão nas Tabelas 5 e 6. A técnica de Heckman usa um estimador consistente de dois-passos, que torna possível utilizar métodos de regressão simples para corrigir o viés introduzido pelas diferenças entre os dois grupos.

A variável lambda (ou inverso da razão de Mill) foi significativa e negativa em todas as equações estimadas, tanto no setor urbano como no setor rural, indicando que sua inclusão foi necessária para evitar problemas de tendenciosidade provocados pelo viés de seletividade amostral. Em estudos recentes, Kassouf (1994) encontra valores de lambda igualmente significativos, mas com sinal negativo para homens e positivo para mulheres. Entretanto, a mesma autora num outro estudo (Kassouf, 1998) encontra a variável lambda significativamente diferente de zero e positiva tanto para homens como para mulheres no mercado de trabalho, o que sugere que o valor do parâmetro lambda pode se situar numa faixa ampla de valores.

Os coeficientes das variáveis “mercado formal” e “mercado informal” foram significativamente diferentes de zero em todos os modelos estimados. Por exemplo, analisando a variável “mercado formal”, no setor urbano, os coeficientes estimados pela técnica de Heckman, apesar de significativos, têm efeito menor sobre os salários dos trabalhadores masculinos (38,1%) e trabalhadores brancos (40,12%) do que sobre os trabalhadores femininos e trabalhadores pardos (66,98% e 56,63%, respectivamente). Cabe ressaltar que tal padrão de comportamento se manteve, mesmo para os coeficientes estimados sem a técnica de Heckman (Tabela 5). Isso poderia estar sugerindo que as mulheres tendem a participar do mercado de trabalho se os salários são crescentes e o emprego formal.

Tabela 5
Estimativas de Equações de Rendimentos no Ano de 1998
Setor Urbano com Correção e Setor Urbano sem Correção

Variáveis	Setor Urbano com Correção				Setor Urbano sem Correção			
	Homens	Mulheres	Branco	Pardos	Homens	Mulheres	Branco	Pardos
Constante	2,9643 (0,0267)	1,9047 (0,0335)	4,1954 (0,0395)	2,6493 (0,0319)	2,5779 (0,0258)	1,7593 (0,0330)	2,3589 (0,0302)	2,6131 (0,0317)
Lambda	-0,5419 (0,0115)	-0,2595 (0,0118)	-1,3806 (0,0201)	-0,0971 (0,0099)				
Formal	0,3231 (0,0078)	0,5127 (0,0098)	0,3373 (0,0085)	0,4551 (0,0099)	0,3400 (0,0079)	0,5318 (0,0099)	0,3930 (0,0087)	0,4630 (0,0099)
Informal	0,0825 (0,0099)	0,3287 (0,0110)	0,0839 (0,0109)	0,1916 (0,0108)	0,1036	0,3476	0,1367 (0,0112)	0,1945 (0,0108)
Educ	0,1684 (0,0021)	0,2088 (0,0025)	0,1138 (0,0025)	0,1471 (0,0027)	0,1846 (0,0021)	0,2151 (0,0025)	0,1963 (0,0022)	0,1468 (0,0027)
Exp	0,0671 (0,0014)	0,0868 (0,0019)	0,0398 (0,0017)	0,0733 (0,0018)	0,0834 (0,0014)	0,0908 (0,0019)	0,0855 (0,0016)	0,0739 (0,0018)
Expsq	-0,0007 (1,9E-005)	-0,0008 (2,5E-005)	-0,0003 (2,2E-005)	-0,0008 (2,4E-005)	-0,0009 (1,9E-005)	-0,0009 (2,5E-005)	-0,0009 (2,1E-005)	-0,0008 (2,4E-005)
Expeduc	-0,0005 (7,9E-005)	-0,0020 (0,0001)	-0,0002 (8,8E-005)	-0,0008 (0,0001)	-0,0010 (7,9E-005)	-0,0022 (0,0001)	-0,0014 (8,7E-005)	-0,0008 (0,0001)
N	66545	47171	61500	43769	66545	47171	61500	43769
R ²	0,365	0,354	0,372	0,254	0,344	0,347	0,323	0,253
F	5445	3654	5150	2123	5789	4140	4844	2456
ssr	52398	37953	51649	33338	54155	38344	55662	33412

Notas: Os números entre parênteses são os valores dos erros-padrão. A estatística "F" em todos modelos estimados é significativa. SSR significa soma dos quadrados dos resíduos.

A Tabela 5 mostra, ainda, para o setor urbano, por sexo e por raça, os dois resultados básicos da regressão de salários quando o lambda está incluído e quando o lambda não está incluído. Como era de se esperar, as estimativas ajustadas pela técnica de Heckman são menores (à exceção das constantes das equações) do que as que são simplesmente baseadas nos coeficientes de regressão, indicando a presença de viés de seletividade amostral. Observe que a variável experiência tende a ser estatisticamente mais significativa se a variável lambda não estiver incluída.³ No caso do setor urbano, o ajustamento de Heckman modifica (reduzindo) relativamente o coeficiente estimado da variável educação dos trabalhadores brancos em relação aos trabalhadores pardos.

3 Em todos os casos o teste t foi estatisticamente significativo.

Tabela 6
Estimativas de Equações de Rendimentos no Ano de 1998
Setor Rural com Correção e Setor Rural sem Correção

Variáveis	Setor Rural com Correção				Setor Rural sem Correção			
	Homens	Mulheres	Branco	Pardos	Homens	Mulheres	Branco	Pardos
Constante	3,5088 (0,0467)	2,7473 (0,0847)	3,5520 (0,1033)	2,7469 (0,0833)	3,6141 (0,0459)	2,8943 (0,0829)	3,6260 (0,0664)	3,4238 (0,0536)
Lambda	0,6322 (0,0590)	0,2517 (0,0337)	0,0671 (0,0718)	0,7361 (0,0698)				
Formal	0,2883 (0,0172)	0,2524 (0,0312)	0,2029 (0,0228)	0,3665 (0,0219)	0,2925 (0,0172)	0,2495 (0,0314)	0,2051 (0,0226)	0,3759 (0,0219)
Informal	-0,0875 (0,0156)	0,0575 (0,0267)	-0,1617 (0,0226)	0,0138 (0,0178)	-0,0877 (0,0156)	0,0517 (0,0268)	-0,1595 (0,0224)	0,0198 (0,0179)
Educ	0,1275 (0,0049)	0,1636 (0,0070)	0,1252 (0,0066)	0,1167 (0,0058)	0,1334 (0,0048)	0,1603 (0,0071)	0,1225 (0,0059)	0,1084 (0,0057)
Exp	0,0302 (0,0024)	0,0476 (0,0045)	0,0273 (0,0036)	0,0486 (0,0035)	0,0228 (0,0023)	0,0436 (0,0045)	0,0259 (0,0034)	0,0263 (0,0028)
Expsq	-0,0003 (2,9E-005)	-0,0005 (5,7E-005)	-0,0003 (4,3E-005)	-0,0006 (4E-005)	-0,0002 (2,8E-005)	-0,0005 (5,7E-005)	-0,0003 (4E-005)	-0,0003 (3,5E-005)
Expeduc	0,0005 (0,0002)	-0,0006 (0,0003)	0,0003 (0,0002)	-0,0006 (0,0003)	0,0008 (0,0002)	-0,0004 (0,0003)	0,0003 (0,0002)	0,0006 (0,0002)
N	13652	4282	7926	8821	13652	4282	7926	8821
R ²	0,251	0,351	0,244	0,226	0,244	0,343	0,244	0,217
F	654	332	370		737	373	427	408
ssr	7488	2269	4770	4469	7551	2298	4770	4526

Notas: Os números entre parênteses são os valores dos erros padrão. A estatística "F" em todos modelos estimados é significativa. SSR significa soma dos quadrados dos resíduos.

No setor rural, podemos observar que a técnica de Heckman garante que todos os coeficientes estimados sejam maiores do que os dos estimados com ajustamento de Heckman. Os R² baixos, nas quatro equações do setor rural, podem estar indicando situações onde as informações sobre a qualidade dos trabalhadores e oportunidades de emprego estão incompletas.

Na Tabela 7, por exemplo, no setor urbano, nas equações estimadas com e sem a variável lambda as taxas de retorno à escolaridade para os homens foram de 18,58% e 20,76%, respectivamente (levando em consideração 4 anos de experiência),⁴ enquanto as taxas de re-

4 Dada a seguinte equação: $\ln w = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 expeduc + \mu$, para obter o retorno à escolaridade calculamos a

$$\text{derivada parcial } \frac{\partial \ln w}{\partial educ} = \beta_1 + \beta_2 \exp e$$

torno à escolaridade das mulheres foram de 23,32% e 25,09%, respectivamente (para os mesmos anos de experiência). A relevância econômica da variável educação nos dois modelos estimados (urbanos e rurais) está relacionada ao fato de que essa variável consegue captar a influência do capital humano dos trabalhadores urbanos e rurais.

Tabela 7

Taxas de Retornos da Educação Sobre os Salários dos Trabalhadores Urbanos por Gênero e por Raça no Ano de 1998 Com Correção e Sem Correção

Especificações	Urbano		Rural	
Homem	18,58%	(20,76%)	11,35%	(14,64%)
Mulher	23,32%	(25,09%)	18,06%	(17,57%)
Branco	12,14%	(22,37%)	13,20%	(13,17%)
Pardo	16,22%	(16,18%)	5,23%	(11,72%)

Notas: Considerando 4 anos de experiência.

Os números entre parênteses são os valores não corrigidos pela técnica de Heckman (lambda).

As equações estimadas corrigidas pela técnica de Heckman apontam que os retornos à escolaridade dos trabalhadores brancos (12,14%) são inferiores aos retornos à escolaridade dos trabalhadores pardos (16,22%), no setor urbano. Entretanto, nas equações estimadas sem a técnica de Heckman, nesse mesmo setor, os trabalhadores brancos apresentam uma taxa de retorno de escolaridade de 22,37% (considerando 4 anos de experiência), contra uma taxa de 16,18% para os trabalhadores pardos (para o mesmo período de experiência). No setor rural, essas taxas foram de 13,20% e 13,17% para os trabalhadores brancos, contra 5,23% e 11,72% para os trabalhadores pardos, respectivamente (Tabela 7).

Análise de sensibilidade

Agora, examinamos a sensibilidade dos modelos estimados com a manutenção do procedimento de Heckman, relaxando as variáveis *exper* (experiência) e *expsq* (experiência ao quadrado) usadas para identificar a equação dos salários. Para o caso do setor urbano, a não inclusão das variáveis *exper* e *expsq* no modelo alterou a sensibilidade do parâmetro

estimado da variável “mercado informal”, alterando a sua significância estatística, tornando-a estatisticamente igual a zero. Observamos, também, que a variável “mercado formal” tem o seu efeito de 0,3089 aumentado para 0,3322 sobre o logaritmo do salário dos trabalhadores do sexo masculino.

No caso dos trabalhadores do sexo feminino, a equação estimada apresentou pouca alteração nos resultados, a não ser a variável “mercado informal”, que teve seu impacto alterado de 0,2787 para 0,3000 sobre os salários dos trabalhadores femininos. A variável “mercado informal” nas duas equações estimadas, nos modelos para trabalhadores brancos e pardos, seguem os mesmos resultados do modelo para mulheres, ou seja, tiveram os seus efeitos aumentados de 0,0452 para 0,0750 e de 0,1374 para 0,1406, respectivamente, enquanto a variável educação, na equação estimada para os trabalhadores brancos sem o procedimento de Heckman, cresce de 0,0490 para 0,0875 (Tabela 8).

Pelos testes de sensibilidade, podemos verificar que a variável lambda desempenha importante papel nas estimativas, validando, assim, a inclusão do procedimento de Heckman. Entretanto, cabe notar que a inclusão de lambda pouco altera os coeficientes estimados da regressão. Tal comportamento é um indicativo de que o valor de lambda não está incorretamente captando o valor de variáveis omissas ao modelo.

Tabela 8
Estimativas de Equações de Salários dos Trabalhadores Brancos e Pardos por Gênero e por Setores
Econômicos em 1998: Análise de Sensibilidade dos Parâmetros
Setor Urbano

Variáveis	Homens (1)	Homens (2)	Homens (3)	Mulheres (4)	Mulheres (5)	Mulheres (6)	Branco (7)	Branco (8)	Branco (9)	Pardo (10)	Pardo (11)	Pardo (12)
Constante	2,9643 (0,0267)	4,2022 (0,0094)	2,5779 (0,0258)	1,9047 (0,0335)	3,5569 (0,0128)	1,7593 (0,030)	4,1954 (0,0395)	5,1495 (0,0182)	2,3589 (0,0302)	2,6493 (0,0319)	3,922 (0,0111)	2,6131 (0,0317)
Formal	0,3231 (0,0078)	0,3089 (0,0079)	0,3400 (0,0079)	0,5127 (0,0098)	0,5063 (0,0101)	0,5318 (0,0099)	0,3373 (0,0085)	0,3149 (0,0085)	0,3930 (0,0087)	0,4551 (0,0099)	0,4538 (0,0101)	0,4630 (0,0099)
Informal	0,0825 (0,0099)	0,0120 (0,0099)	0,1036 (0,0100)	0,3287 (0,0110)	0,2787 (0,0113)	0,3476 (0,0110)	0,0839 (0,0109)	0,0452 (0,0108)	0,1367 (0,0112)	0,1916 (0,0108)	0,1374 (0,0109)	0,1945 (0,0108)
Educação	0,1684 (0,0021)	0,0792 (0,0049)	0,1846 (0,0021)	0,2088 (0,0025)	0,0843 (0,0011)	0,2151 (0,0025)	0,1138 (0,0025)	0,0490 (0,0011)	0,1963 (0,0022)	0,1471 (0,0027)	0,0466 (0,0012)	0,1468 (0,0027)
Experiência vezes Educação	-0,0005 (8E-005)	0,0030 (4E-005)	-0,0010 (8E-005)	-0,0020 (0,0001)	-0,0031 (4E-005)	-0,0022 (0,0001)	-0,0002 (9E-005)	0,0030 (4E-005)	-0,0014 (9E-005)	-0,0008 (0,0001)	-0,0033 (5E-005)	-0,0008 (0,0001)
Experiência	0,0671 (0,0014)		0,0671 (0,0014)	0,0868 (0,0019)		0,0868 (0,0019)	0,0398 (0,0017)		0,0398 (0,0017)	0,0733 (0,0018)		0,0733 (0,0018)
Experiência ao Quadrado	0,0005 (8E-005)		0,0007 (2E-005)	0,0020 (0,0001)		0,0008 (2E-005)	0,0002 (9E-005)		0,0003 (2E-005)	0,0008 (0,0001)		0,0008 (2E-005)
Lambda	-0,5419 (0,0115)	-0,6589 (0,0113)		-0,2595 (0,0118)	-0,3104 (0,0337)		-1,3806 (0,0201)	-1,5628 (0,0186)		-0,0971 (0,0099)	0,1053 (0,0101)	
N	66545	66545	66545	47171	47171	47171	61500	61500	61500	43769	43769	43769
R ²	0,365	0,342	0,344	0,354	0,312	0,347	0,363	0,350	0,323	0,254	0,223	0,253
F	5445	6877	5789	3654	4241	4140	6934	5466	4844	2123	2509	2456
SSR	52398	54341	54155	37953	40398	38344	32623	53442	55662	33338	34716	33412

Fonte: PNAD/1998.

Notas: A estatística "F" em todos modelos estimados é significativa. Os números entre parênteses são os valores dos erros padrões.
 SSR = soma dos quadrados dos resíduos.

Decomposição dos diferenciais

As Tabelas 9 e 10 mostram a diferença média dos salários medidos em logaritmo natural entre os trabalhadores urbanos e rurais por sexo e por raça, no mercado de trabalho, para o ano de 1998. Pode-se observar que quando as equações são estimadas pelo procedimento de Heckman (λ), as variações derivadas da parte não-explicada da decomposição de Blinder-Oaxaca são menores em relação à parte explicada da decomposição. O procedimento de Heckman reduz a presença de discriminação entre os trabalhadores masculinos e femininos, brancos e pardos nos setores urbano e rural.

No mercado de trabalho urbano, o diferencial médio dos salários, em logaritmo natural, entre trabalhadores masculinos e femininos, é de 0,3024. Desse valor, 36% do diferencial médio de salários entre homens e mulheres é atribuído às dotações individuais (educação, experiência etc.), quando a regressão estimada inclui o λ , contra 35% da regressão estimada que não inclui o λ . Os restantes 64% representam a parte não explicada, enquanto, sem incluir o λ , chega a 65%, sugerindo a existência de forte discriminação contra as mulheres.

No grupo de trabalhadores referente à raça, o mercado de trabalho urbano aponta um diferencial médio dos salários (em logaritmo natural) entre trabalhadores brancos e pardos de 0,5463. A parcela desse diferencial atribuída às dotações individuais foi de 52% contra 36,5% quando incluída e não incluída a variável λ , respectivamente. Os restantes 48% (com a inclusão de λ) e 63,5% (sem a inclusão de λ) correspondem à parte não-explicada atribuída à discriminação. Para o setor rural, o padrão de discriminação contra as mulheres e trabalhadores pardos apresentou, basicamente, o mesmo padrão observado para o setor urbano.

Tabela 9
Estimativas de Equações de Salários dos Trabalhadores Brancos e Pardos por Gênero e por Setores
Econômicos em 1998: Análise de Sensibilidade dos Parâmetros

Setor Rural

Variáveis	Homens (1)	Homens (2)	Homens (3)	Mulheres (4)	Mulheres (5)	Mulheres (6)	Branco (7)	Branco (8)	Branco (9)	Pardos (10)	Pardos (11)	Pardos (12)
Constante	3,5088 (0,0467)	3,9911 (0,0145)	3,6141 (0,0459)	2,7473 (0,0847)	3,5332 (0,0317)	2,8943 (0,0829)	3,5520 (0,1033)	4,7765 (0,0514)	3,6260 (0,0664)	2,7469 (0,0833)	4,0266 (0,0280)	3,423 (0,053)
Formal	0,2883 (0,0172)	0,3822 (0,0174)	0,2925 (0,0172)	0,2524 (0,0312)	0,5161 (0,0324)	0,2495 (0,0314)	0,2029 (0,0228)	0,5161 (0,0324)	0,2051 (0,0226)	0,3665 (0,0219)	0,5001 (0,0220)	0,371 (0,021)
Informal	-0,0875 (0,0156)	-0,0274 (0,0154)	-0,0877 (0,0156)	0,0575 (0,0267)	0,2590 (0,0266)	0,0517 (0,0268)	-0,1617 (0,0226)	0,2590 (0,0266)	-0,1595 (0,0224)	0,0138 (0,0178)	0,1182 (0,0174)	0,011 (0,017)
Educação	0,1275 (0,0049)	0,0575 (0,0026)	0,1334 (0,0048)	0,1636 (0,0070)	0,0729 (0,0033)	0,1603 (0,0071)	0,1252 (0,0066)	0,0729 (0,0035)	0,1225 (0,0059)	0,1167 (0,0058)	0,0600 (0,0035)	0,101 (0,005)
Experiência vezes	0,0005 (0,0002)	0,0028 (0,0001)	0,0008 (0,0002)	-0,0006 (0,0003)	-0,0029 (0,0002)	-0,0004 (0,0003)	0,0003 (0,0002)	0,0015 (0,0001)	0,0003 (0,0002)	-0,0006 (0,0003)	0,0027 (0,0001)	0,001 (0,000)
Educação Experiência	0,0302 (0,0024)		0,0228 (0,0023)	0,076 (0,0045)		0,0436 (0,0045)	0,0273 (0,0036)		0,0259 (0,0034)	0,0486 (0,0035)		0,021 (0,002)
Experiência ao Quadrado	0,0003 (2,9E-005)		0,0002 (3E-005)	0,0005 (6E-005)		0,0005 (6E-005)	0,0003 (4E-005)		0,0003 (4E-005)	0,0006 (4E-005)		0,001 (4E-00)
Lambda	0,6322 (0,0590)	0,1463 (0,0572)		0,2517 (0,0337)	-0,1013 (0,0337)		0,0671 (0,0718)	-0,9886		0,7361 (0,0698)	-0,4816 (0,0523)	
N	13652	13652	13652	4282	4282	4282	7926	7926	7926	8821	8821	8821
R ²	0,251	0,221	0,244	0,351	0,343	0,432	0,244	0,232	0,244	0,226	0,197	0,241
F	654	795	737	332	386	373	366	497	427	370	451	451
SSR	7488	8287	7551	2269	2946	2298	4770	5409	4770	4469	5703	451

Fonte: PNAD/1998.

Notas: A estatística "F" em todos modelos estimados é significativa. Os números entre parênteses são os valores dos erros padrões.

Tabela 10
Decomposição do procedimento de Blinder-Oaxaca dos Salários dos
Trabalhadores Urbanos por Gênero e por Raça no Ano de 1998

Especificações	Homem-Mulher		Branco-Pardo	
$\Delta \ln \text{wage}$	0,3024		0,5463	
(1) % Atribuída às dotações-gênero	36%	(35%)	52%	(36,5%)
(2) % Atribuída à Discriminação	64%	(65%)	48%	(63,5%)
(3) % Atribuída à Educação + Experiência	62,1%	(35,9%)	40,1%	(36,1%)
(4) % Atribuído à Lambda	23,0%		30,2%	

Notas: $\Delta \ln \text{wage}$ = diferencial de salário em logaritmo natural.

Os números entre parênteses são os valores não corrigidos pela técnica de Heckman.

Observa-se que no setor urbano a contribuição isolada das variáveis educação e experiência responde por cerca de 62% da parte explicada da decomposição quando a variável lambda é incluída, contra 47,9% da regressão estimada que não inclui lambda. Nesse caso, o procedimento de Heckman (lambda), na maioria das vezes, tem o efeito de reduzir a presença da discriminação nos dois setores.

No setor rural, por exemplo, com a abordagem do procedimento de Heckman, usando os coeficientes da educação e experiência para trabalhadores brancos e pardos, observa-se que estes explicam cerca de 56,9% do diferencial médio dos salários entre esses trabalhadores. Por outro lado, sem o procedimento de Heckman, os coeficientes estimados para as variáveis educação e experiência respondem por cerca de 46,2% do diferencial médio dos salários entre trabalhadores brancos e pardos no mercado de trabalho.

Para o setor rural, o diferencial médio dos salários entre trabalhadores brancos e pardos é de 0,1001. Desse valor, 48% está relacionada à parte não-explicada da decomposição atribuída à discriminação quando a regressão estimada inclui o lambda. Já para a equação sem lambda, esse valor aumenta para 49,1%. As regressões estimadas com e sem a presença de lambda representam cerca de 52% e 50,9%, respectivamente, da parte explicada da decomposição Blinder-Oaxaca.

Tabela 11
Decomposição do Procedimento de Blinder-Oaxaca dos Salários dos
Trabalhadores Rurais por Gênero e por Raça no Ano de 1998

Especificações	Homem-Mulher		Branco-Pardo	
$\Delta \ln \text{wage}$	0,0188		0,1001	
(1) % Atribuída às dotações-gênero	67,5%	(35,2%)	52%	(50,9%)
(2) % Atribuída à Discriminação	32,5%	(64,8%)	48%	(49,1%)
(3) % Atribuída à Educação + Experiência	44%	(39,3%)	56,9%	(46,2%)
(4) % Atribuído à Lambda	29%		39,5%	

Notas: $\Delta \ln \text{wage}$ = diferencial de salário em logaritmo natural.

Os números entre parênteses são os valores não corrigidos pela técnica de Heckman.

4 Conclusões

Neste artigo utilizamos dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD), para o ano de 1998, para estimar equações de participação no mercado de trabalho e rendimentos, diferenciando-se homens de mulheres e brancos de pardos, tanto no setor urbano como no rural. Adotamos o procedimento de Heckman (1974) para obter estimativas consistentes dos parâmetros para a equação de participação no mercado de trabalho, na presença de seletividade amostral. Além disso, foi adotado o método da decomposição de Blinder-Oaxaca (1973) para obter os diferenciais de salários para homens e mulheres, nos dois setores.

As equações de participação foram estimadas pelo método de máxima verossimilhança, utilizando-se o modelo Probit. Os coeficientes estimados apresentaram os sinais esperados e indicam que quanto maior o número de anos de educação e experiência maior a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Os resultados sugerem ainda que a participação da força de trabalho masculina relaciona-se positivamente com o número de filhos nas diversas idades e negativamente para o caso das filhas de 13 ou mais anos de idade. Por outro lado, diminui a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho quanto maior for o número de filhos, mas esta probabilidade aumenta com o número de filhas de 13 ou mais anos de idade. Esses resultados fazem sentido, pois é de se esperar que mães com filhos menores de 6 anos participem menos da força de trabalho, bem como que aquelas com filhos em idade escolar estejam mais liberadas para trabalhar.

Para o caso do setor urbano, as equações estimadas com e sem a variável lambda geraram taxas de retorno à escolaridade para os homens de 18,58% e 20,76%, respectivamente (levando em consideração 4 anos de experiência). Já para o caso das mulheres, as taxas de retorno à escolaridade foram de 23,32% e 25,09%, respectivamente (para os mesmos anos de experiência). A relevância econômica da variável educação nos dois modelos estimados (urbanos e rurais) está relacionada ao fato que essa variável conseguir captar a influência do capital humano dos trabalhadores urbanos e rurais. Os coeficientes estimados indicam ainda que o retorno à escolaridade dos trabalhadores brancos, no setor urbano, é superior ao retorno à escolaridade dos trabalhadores pardos, configurando discriminação por raça.

As equações estimadas corrigidas pela técnica de Heckman apontam que os retornos à escolaridade dos trabalhadores brancos (12,14%) são inferiores aos retornos à escolaridade dos trabalhadores pardos (16,22%), no setor urbano. Entretanto, nas equações estimadas sem a técnica de Heckman, nesse mesmo setor, os trabalhadores brancos apresentam uma taxa de retorno de escolaridade de 22,37%, contra uma taxa de 16,18% para os trabalhadores pardos (considerando-se 4 anos de experiência).

Constatou-se, ainda, que no setor urbano a contribuição isolada das variáveis educação e experiência respondem por cerca de 62% da parte explicada da decomposição quando a regressão estimada inclui o lambda contra 47,9% da regressão estimada que não inclui o lambda. Nesse caso, o procedimento de Heckman, na maioria das vezes, tem o efeito de reduzir fortemente a presença da discriminação nos dois setores. A decomposição dos salários entre homens e mulheres pelo método de Blinder-Oaxaca também sugere a existência de forte discriminação por gênero no Brasil, tanto no setor urbano como no rural.

Referências

- Aigner, Dennis J., Cain, Glen G. Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 30, p. 175-187, 1977
- Arrow, Kenneth J. The models of job discrimination. In: Pascal, A. H. (org.), *Racial discrimination in economic life*. Lexington Books, 1972.
- Becker, Gary. *The economics of discrimination*. Chicago: Chicago University Press, 1957
- _____. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70, p. 9-49, 1962.

- Blinder, Alan S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8, p. 436-455, 1973.
- Berndt, Ernst R. *The practice of econometrics: classic and contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company, Inc., 1991.
- Frijters, P. Discrimination and job uncertainty. *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 36, p. 433-446, 1998.
- Gottschalk, Peter. Inequalities, income growth and mobility. The basic facts. *Journal of Economic Perspectives*, 11, p. 21-40, 1997
- Heckman, James. Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, 1, p. 679-694, 1974.
- _____. Varieties of selection bias. *American Economic Review*, Papers and Proceedings v. 80, n. 2, p. 313-318, 1990.
- Kassouf, Ana L. Retornos à escolaridade e ao treinamento nos setores urbano e Rural. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 35, p. 59-76, 1997
- _____. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, p. 243-269, abr./jun. 1998.
- Lima, Roberto A. Participação das mulheres casadas no mercado de trabalho: um estudo com base nos mercados das PNADs. *Nova Economia*, 7, p. 203-234, 1997.
- Lovell, Peggy. Development and discrimination in Brazil. *Development and Change*, 24, p. 83-101, 1993.
- Mincer, Jacob. *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia University Press, 1994.
- Oaxaca, Ronald. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14, p. 693-709, 1973.
- Phelps, Edmund S. The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, 62, p. 659-661, 1972.
- Silva, Nancy D V., Kassouf, Ana L. Mercados de trabalho formal e informal: uma análise da discriminação e da segmentação. *Nova Economia*, 10, p. 41-78, 2000.

Spence, M. Job market signalling. *Quarterly Journal of Economics*, 87, p. 355-74, 1973.

Stelcner, M., Smith, J. B., Breslaw, J. A., Monette, G. Labor force behavior and earnings of Brazilian women and men, 1980. In: Psacharopoulos, George; Tzannatos, Zafiris (orgs.), *Case studies on women's employment and pay in Latin America*. Washington: The World Bank, 1994.

Tifenthaler, Jill. Female labor force participation and wage determination in Brazil, 1989. In: Psacharopoulos, George; Tzannatos, Zafiris (orgs.), *Case studies on women's employment and pay in Latin America*. Washington: The World Bank, 1994.

Dois modelos clássicos de economia monetária

Eleutério F. S. Prado[§]

RESUMO

O artigo apresenta dois modelos clássicos simples, com três populações (ou tipos de agentes) e três bens. Todas as transações são bilaterais e ocorrem de modo descentralizado. Nesses modelos, a própria formação do mercado enquanto tal depende do surgimento de um equivalente geral: a moeda ouro. Ambos estão baseados na estrutura do modelo de Kiyotaki e Wright, tendo sido construídos com o objetivo explícito de criar uma alternativa aos modelos de equilíbrio geral. No primeiro, mantendo os preços de mercado fixos, o ouro mantido em estoque pelos agentes funciona, de maneira alternada, ora como reserva de valor ora como meio de troca. No segundo, os preços de mercado flutuam, no curto e no longo prazo, em torno de preços de produção, os quais são determinados de modo endógeno. No longo prazo, esses preços dependem dos custos de reprodução medidos em tempo de trabalho.

Palavras-chave: economia monetária, modelo clássico, racionalidade limitada, modelo de desequilíbrio geral, jogo evolucionário.

ABSTRACT

The paper presents two simple classical models, with three populations (or agent types) and three goods. All transactions are bilateral and decentralized. In these models, the formation of the market depends on the emergence of a general equivalent: the gold money. Both are based on the Kiyotaki-Wright's model structure. They were constructed with the explicit goal of creating an alternative to the general equilibrium models. In the first, supposing fixed market prices, the inventories of gold maintained by the agents perform the means of exchange and reserve of value functions, alternately. In the second, the market prices fluctuate around production prices in the short and long run. The production prices are determined endogenously. In the long run, they depend on the reproduction costs measured by labor time.

Key words: monetary economy, classical model, bounded rationality, general out of equilibrium model, evolutionary game.

JEL classification: C79, D59.

* Este artigo foi elaborado com o apoio de bolsa de pesquisa do CNPq. Agradecemos os comentários feitos pelos Professores Décio K. Kadota, Jorge E. de C. Soromenho e Wilfredo L. Maldonado, assim como por dois pareceristas anônimos desta revista.

§ Professor da USP, e-mail: eleuter@usp.br.

“...no system of equations can describe the development of an evolutionary process”

(Georgescu-Roegen, 1971, p. 17)

1 Introdução

Não há, como se sabe, um papel necessário para a moeda nos modelos de equilíbrio geral. (Hahn, 1983, p. 1) A centralização das informações e das transações num único momento do tempo permite que se obtenha o balanceamento do mercado sem a intervenção de algo que funcione como meio de troca e como reserva de valor. Para que isto ocorra - também isto é bem sabido - é preciso, antes de tudo, que as transações ocorram de um modo descentralizado, em vários momentos do tempo.

Há, entretanto, uma construção alternativa ao modelo de equilíbrio geral que torna a presença de moeda um imperativo, já que esta ocupa aí um papel essencial na coordenação dos agentes. Trata-se do modelo de transações bilaterais descentralizadas cuja forma mais simples envolve três de populações, cada uma das quais produz um bem que não consome: a população do tipo i produz a mercadoria $i+1$, mas consome apenas o bem i . Se os indivíduos dessas populações se encontram, nunca ocorre a chamada dupla coincidência dos desejos, de modo que as trocas diretas não podem se realizar. Assim, a presença de moeda torna-se necessária para a própria existência do mercado como tal.

Essa construção tem uma história tão antiga quanto à que dá origem aos modelos de equilíbrio geral,¹ mas apenas recentemente foi aproveitada, de um modo produtivo, nos termos da teoria econômica contemporânea, caracterizada, sobretudo, pela busca da exatidão formal. Apenas quando veio a público, numa revista de prestígio, o modelo que passou a ser chamado pela conjunção dos nomes de seus autores, Kiyotaki e Wright, em 1989, é que essa construção começou a ganhar uma relevância maior na preocupação dos economistas teóricos.

Originalmente, esses dois autores formularam o referido modelo numa perspectiva de economia de equilíbrio com horizonte infinito, fazendo uso de duas concepções que se solicitam uma a outra no contexto, ou seja, de sistema econômico em estado estacionário e de agentes

1 Ver, sobre isto, Ostroy e Starr (1990).

capazes de formar expectativas racionais. Estes últimos se encontram aleatoriamente ao longo do tempo, de maneira que as transações só podem ser bilaterais e “*quid pro quo*” Kiyotaki e Wright mostraram, então, que os comportamentos racionais dos agentes orientados pela busca da própria satisfação, sem qualquer coordenação global, engendrava o próprio mercado. Este passava a existir como tal, pois, uma ou mais de uma das mercadorias, dependendo do custo de mantê-las em estoque e das condições iniciais, transformava-se temporariamente em moeda, e as transações podiam, então, realizar-se. Eles mostraram, ainda, que o modelo, sob certas condições especiais, podia ter mais de um equilíbrio.

Em artigo posterior, Wright (1995) mostrou que a presença de múltiplos equilíbrios era uma possibilidade muito mais geral desde que se permitisse a existência de populações com diferentes dimensões. A escolha da mercadoria (ou mercadorias) que funcionava como moeda dependia, pois, não só do custo de mantê-las em estoque, mas também do número relativo de agentes que as produziam e consumiam. Para resolver o problema da seleção do equilíbrio, primeiro procurou tornar endógena a distribuição dos tipos populacionais e depois transformou o modelo original em um modelo de jogo evolucionário, optando, assim, por uma perspectiva de economia de desequilíbrio. Ao argumentar que essa abordagem era um meio de computar e selecionar equilíbrios, aceitou também que os resultados alcançados nessa busca são dependentes de trajetória.

Mais recentemente, Sethi (1999) tratou também o modelo de Koyotaki e Wright como um jogo evolucionário - sem a preocupação de tornar endógena a escolha do tipo populacional -, visando considerar o problema de escolha de estratégias num contexto caracterizado por interações competitivas entre agentes limitados racionalmente. Dessa forma, pôde sugerir que a moeda aparece numa situação social não cooperativa ao tornar possível as transações de mercadorias; pôde mostrar, assim, que ela surge como uma criação espontânea de um processo cego que, ao mesmo tempo, constitui o próprio mercado.

Para dar uma contribuição para esse desenvolvimento, com inspiração no trabalho de Sethi que trata da emergência da moeda mercadoria, construímos aqui dois modelos evolucionários bem simples para considerar a questão da emergência do ouro como moeda.² Para tanto, introduzimos essa possibilidade na estrutura original do modelo de Kiyotaki e Wright. A principal contribuição do artigo vem a ser a consideração de um mecanismo de preços e do papel das variações dos preços no processo de funcionamento dos mercados. Os sinais de preço são gerados - e isto é insatisfatório - de modo aparentemente centralizado.

2 Este artigo complementa outro, escrito anteriormente, em que também procuramos modelar esse momento do processo de desenvolvimento histórico da moeda. (Prado, 2000) Em um artigo procuramos modelar a emergência de uma das mercadorias comuns como moeda transitória. (Prado, 2001)

2 Estrutura geral dos modelos

Nos modelos aqui construídos as estruturas de preferência, produção e interação são idênticas às encontradas no modelo de Kiyotaki e Wright e no modelo de Sethi. Há três grandes populações, designadas, respectivamente, pelos números 1, 2 e 3. Todas as três têm o mesmo tamanho. Cada uma delas é formada por agentes do tipo i que consomem apenas bens i , mas produzem mercadorias $i+1$ ($i = 1, 2$ ou 3 , módulo 3).³ Cada vez que um agente do tipo i adquire uma unidade de i - com uma unidade de mercadoria $i+1$ ou com uma certa quantidade de ouro -, ele imediatamente a consome e produz uma unidade de $i+1$, com um certo gasto de tempo de trabalho que indicaremos por l_i .

Cada agente pode manter em estoque apenas uma unidade de mercadoria ou, alternativamente, uma quantidade variável, dentro de certos limites, de ouro para transação (designado por g). As mercadorias, consideradas indivisíveis, serão contadas em unidades, e o ouro, divisível, será medido em pesos. O ouro não empregado no comércio é imediatamente transformado em tesouro, o qual, sempre que necessário, pode ser convertido em ouro para transação. Carregar estoques de ouro não tem custo em geral, mas a manutenção em estoque de uma unidade da mercadoria i requer um certo gasto de tempo de trabalho.

Cada indivíduo da população i , da perspectiva de seu bem-estar, avalia positivamente a obtenção do bem i que consome, valorando negativamente o esforço necessário para manter $i+1$ em estoque. Assumiremos que os agentes podem fazer comparações interpessoais de bem-estar. Admitiremos, assim, que avaliam os resultados alcançados em cada interação, atribuindo o valor l_i à obtenção do bem que consomem. Ademais, suporemos que atribuem um valor negativo ao esforço para manter $i+1$ em estoque, indicando este custo por c_{i+1} . A obtenção do *payoff* significa, pois, a realização do valor criado na produção da mercadoria $i+1$ com a finalidade de obter o bem i .

As três populações são constituídas por agentes limitados racionalmente que escolhem entre duas estratégias disponíveis, dependendo de seus retornos relativos. Na estratégia α , os agentes do tipo i só aceitam o bem i nas transações; já na estratégia γ , aceitam tanto o bem i quanto o ouro. As estratégias disponíveis, os estoques mantidos pelos agentes individualmente e as frações da população em cada situação estão na Tabela I.

3 Isto pode ser entendido como a representação da existência de um padrão de divisão do trabalho entre uma população de trabalhadores independentes e auto-suficientes.

Tabela I
Estratégias, Estoques e Frações Populacionais

Estratégias	Estoque	Fração Populacional
$i\alpha$	$i+1$	$1 - s_i$
$i\gamma$	$i+1$	v_i
$i\gamma$	g	$s_i - v_i$

Os agentes se encontram aleatoriamente aos pares, transacionando quando isto for do interesse mútuo. Cada indivíduo dessas três populações faz um encontro por período de tempo, e as transações, quando se efetivam, ocorrem no final desse período. Um mapa completo dos encontros possíveis encontra-se na Tabela II. Os encontros em que ocorrem transações, assim como as probabilidades associadas a eles estão aí registradas. Em cada expressão das duas primeiras colunas da Tabela II, o símbolo da esquerda designa o tipo, o símbolo do meio mostra a estratégia adotada pelo tipo (contribuindo, assim, para designar o subtipo) e o da direita apresenta o estoque mantido pelo subtipo com a finalidade de participar do mercado.

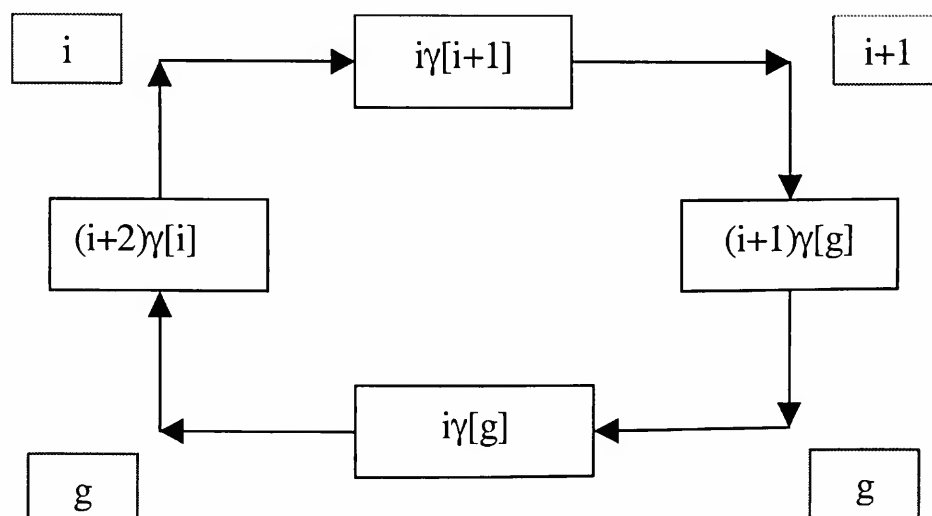
Em cada momento do tempo, a composição das três populações pode ser descrita pelo vetor $s = (s_1, s_2, s_3)$, onde s_i representa a fração que está disposta a aceitar o ouro nas transações. A fração $(1 - s_i)$ denota, pois, a parte da população i que só aceita i em troca de $i+1$. O vetor $v = (v_1, v_2, v_3)$ representa a distribuição dos estoques em cada momento do tempo; nele, os v_i respondem pelas proporções dos subtipos $i\gamma$ que mantêm $i+1$ em estoque. A fração $(s_i - v_i)$ indica, em consequência, a proporção dos subtipos de $i\gamma$ que mantêm g em estoque.

Se um agente $i\gamma[i+1]$ encontra um agente $(i+1)\gamma[g]$ - e isto ocorre com probabilidade $\theta_{i+1} (s_{i+1} - v_{i+1})$ -, há transação; o primeiro entrega $i+1$ para o segundo e recebe dele uma certa quantidade de g , mudando assim de subtipo. De mesmo modo, se um agente $i\gamma[g]$ encontra um agente $(i+2)\gamma[g]$ - e isto acontece com probabilidade $\theta_{i+2} v_{i+2}$ -, ele entrega uma certa quantidade de g para o outro, recebe dele uma unidade de i que consome, produzindo então, imediatamente, uma unidade de $i+1$. Isto gera o circuito de transações apresentado na Figura I. A repetição e o entrelaçamento de circuitos como este no nível microssocial gera uma dinâmica de estoques no nível macrossocial.

Tabela II
Probabilidade de Transação nos Encontros

Subtipos de i	Subtipos Encontrados	Probabilidades de Transação
$i\alpha[i+1]$	$i\alpha[i+1]$	0
$i\alpha[i+1]$	$i\gamma[i+1]$	0
$i\alpha[i+1]$	$i\gamma[g]$	0
$i\alpha[i+1]$	$(i+1)\alpha[i+2]$	0
$i\alpha[i+1]$	$(i+1)\gamma[i+2]$	0
$i\alpha[i+1]$	$(i+1)\gamma[g]$	0
$i\alpha[i+1]$	$(i+2)\alpha[i]$	0
$i\alpha[i+1]$	$(i+2)\gamma[i]$	0
$i\alpha[i+1]$	$(i+2)\gamma[g]$	0
$i\gamma[i+1]$	$i\alpha[i+1]$	0
$i\gamma[i+1]$	$i\gamma[i+1]$	0
$i\gamma[i+1]$	$i\gamma[g]$	0
$i\gamma[i+1]$	$(i+1)\alpha[i+2]$	0
$i\gamma[i+1]$	$(i+1)\gamma[i+2]$	0
$i\gamma[i+1]$	$(i+1)\gamma[g]$	$\theta_{i+1} (s_{i+1} - v_{i+1})$
$i\gamma[i+1]$	$(i+2)\alpha[i]$	0
$i\gamma[i+1]$	$(i+2)\gamma[i]$	0
$i\gamma[i+1]$	$(i+2)\gamma[g]$	0
$i\gamma[g]$	$i\alpha[i+1]$	0
$i\gamma[g]$	$i\gamma[i+1]$	0
$i\gamma[g]$	$i\gamma[g]$	0
$i\gamma[g]$	$(i+1)\alpha[i+2]$	0
$i\gamma[g]$	$(i+1)\gamma[i+2]$	0
$i\gamma[g]$	$(i+1)\gamma[g]$	0
$i\gamma[g]$	$(i+2)\alpha[i]$	0
$i\gamma[g]$	$(i+2)\gamma[i]$	$\theta_{i+2} v_{i+2}$
$i\gamma[g]$	$(i+2)\gamma[g]$	0

Figura I



Além dessa dinâmica de estoques, há também uma dinâmica emergente de estratégias. Cada agente de um subtipo populacional pode comparar o *payoff* que obteve num certo momento com o *payoff* obtido por um outro agente da sua própria população. Se o seu *payoff* for maior ou igual ao do outro, ele não muda de estratégia; se, porém, o seu *payoff* for menor, ele opta com uma certa probabilidade pela outra estratégia. Assim, um agente do subtipo α pode se transformar num agente do subtipo γ - e vice-versa.

Na teoria de jogos evolucionários, foi demonstrado que esse processo microssocial de imitação dinâmica gera uma dinâmica macrossocial que recebe o nome de dinâmica de replicação (*replicator dynamics*). (Vega-Redondo, 1996, p. 89-90) Em consequência dessa dinâmica, cada uma das populações evolui no tempo de tal modo que a fração populacional que obtém melhor retorno cresce, e a outra, que apenas consegue obter um retorno menor, decresce.

3 Modelo com preços fixos

No primeiro modelo a ser apresentado, suporemos que uma unidade de qualquer das três mercadorias é trocada sempre pela mesma quantidade fixa de ouro, ou seja, por 1 peso do metal precioso. Assim, as razões de troca e os preços são fixos. Ademais, suporemos que as três populações tem o mesmo tamanho, de tal modo que, para todo i , $\theta_i = 1/3$.

O modelo gerado a partir dessas suposições explicita-se por meio de um sistema de equações diferenciais formado por dois subsistemas: um deles apresenta as dinâmicas dos estoques e o outro responde pelas dinâmicas das estratégias.

As equações das dinâmicas de estoques são facilmente derivadas com a ajuda da Figura I. As frações populacionais referentes aos subtipos $i\gamma[i+1]$ crescem em relação às frações $i\gamma[g]$ quando há um encontro entre $i\gamma[g]$ com $(i+2)\gamma[i]$, pois o subtipo que carrega g passa a carregar $i+1$. Ora, isto ocorre com probabilidade $(1/9) (s_i - v_i) v_{i+2}$. Por outro lado, essas mesmas frações diminuem quando há um encontro entre $i\gamma[i+1]$ com $(i+1)\gamma[g]$, o que acontece com probabilidade $(1/9) v_i (s_{i+1} - v_{i+1})$. Em consequência, temos as seguintes dinâmicas de estoque para as três populações:

$$\dot{v}_i = \frac{1}{9} \left((s_i - v_i) v_{i+2} - v_i (s_{i+1} - v_{i+1}) \right) \quad (1)$$

Já as dinâmicas de estratégias são descritas por equações diferenciais de replicação. Nestas, apresentadas em seqüência, o crescimento ou a diminuição das frações representativas dos subtipos que preferem a estratégia γ em relação à estratégia α depende simplesmente das diferenças entre os respectivos *payoffs*:

$$\dot{s}_i = (1 - s_i) s_i [U_{i\gamma} - U_{i\alpha}] \quad (2)$$

Os *payoffs* das estratégias α são calculados facilmente e eles envolvem apenas custos. Já os *payoffs* das estratégias γ , que envolvem custos e benefícios, dependem de ponderações que levam em consideração as frações que detêm mercadoria e as frações complementares que detêm ouro para transações em estoque. Em cada período de tempo, um agente $i\gamma[i+1]$ arca sempre com um custo c_{i+1} . Já um agente $i\gamma[g]$ não arca com custo algum, podendo obter um benefício médio igual a $1/3 v_{i+2} l_i$. Temos, pois:

$$U_{i\alpha} = -c_{i+1} \quad U_{i\gamma[i+1]} = -c_{i+1} \quad U_{i\gamma[g]} = \frac{1}{3} v_{i+2} l_i$$

Ademais, como

$$U_{i\gamma} = \frac{v_i}{s_i} U_{i\gamma[i+1]} + \frac{s_i - v_i}{s_i} U_{i\gamma[g]}$$

Fazendo as substituições apropriadas nas expressões das dinâmicas de replicação apresentadas em (2), obtemos o seguinte conjunto de equações diferenciais:

$$\dot{s}_i = (1 - s_i) \left(c_{i+1} [1 - v_i] + \frac{1}{3} v_{i+2} l_i [s_i - v_i] \right) \quad (3)$$

É fácil verificar quais são os pontos estacionários desse último sistema de equações diferenciais, no interior ou na fronteira do simplex determinado por $0 \leq s_i \leq 1$. Como nas equações acima os termos da direita são nulos ou positivos, também é fácil observar que o único ponto estacionário assintoticamente estável é $s = (1, 1, 1)$, ou seja, aquele em que todos os agentes das três populações optam pelas estratégias indicadas por γ . Ao introduzir esses valores em (1), vale dizer, nas equações diferenciais das dinâmicas de estoque, podemos verificar imediatamente que elas estacionam quando $v_1 = v_2 = v_3$, indicando que há múltiplos

equilíbrios de estoque consistentes com um único equilíbrio assintoticamente estável de estratégias.

Ora, isto ocorre porque as dinâmicas de estoque permitem que as ofertas das mercadorias i (representadas por v_{i+2}) permaneçam em desajuste com as respectivas demandas (representadas por $s_i - v_i$). Dito de outro modo, em geral é possível nesse modelo que $v_{i+2} \neq s_i - v_i$ para $i = 1, 2$ ou 3 . Eis que isto acontece porque essas dinâmicas exigem um balanceamento de entradas e saídas, mas não um balanceamento de ofertas e demandas.

Entretanto, é interessante observar que essas dinâmicas tendem a distribuir, no longo prazo, os estoques de ouro que funcionam como moeda uniformemente entre as três populações. Nas Figuras II e III, um caso particular do sistema (1) e (3) é apresentado para ilustrar esse fato. Ele foi obtido por simulação, sob o suposto de que os estoques são inicialmente desproporcionais entre as três populações; para tanto, supusemos que $v_1[0] = 0,05$, $v_2[0] = 0,1$ e $v_3[0] = 0,2$. Admitimos, também, que $s_1[0] = 0,1$, $s_2[0] = 0,2$ e $s_3[0] = 0,4$, adotando, ademais, os custos de produção $l_1 = 0,95$, $l_2 = 1,05$ e $l_3 = 1,00$ e os custos de estocagem $c_1 = 0,01$, $c_2 = 0,04$ e $c_3 = 0,07$. Notemos aí que as frações v_i tendem para um mesmo valor médio ($0,12 = \sum v_i / 3$) e que as flutuações iniciais nessas variáveis são explicadas pelas condições iniciais e pelas diferenças de custo. Os s_i crescem continuamente até atingirem valores iguais a 1, indicando que todas as três populações optam pela estratégia γ .

Figura II
Trajetórias das Frações v_i

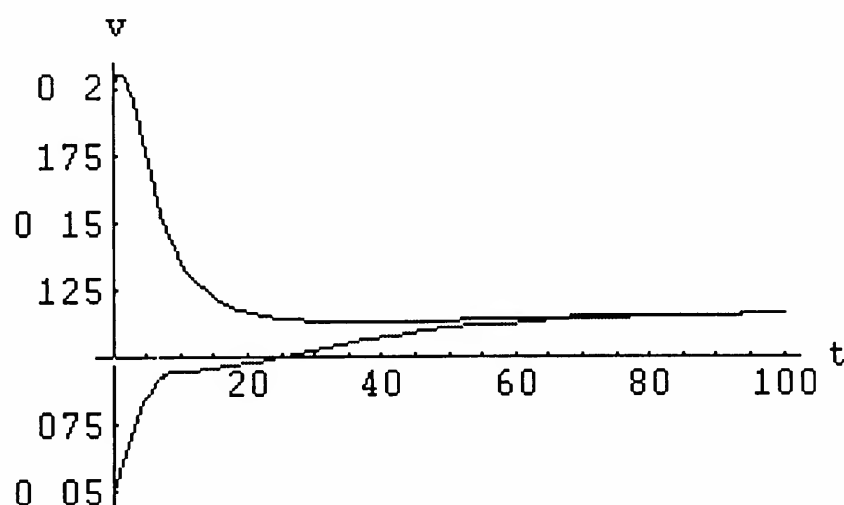
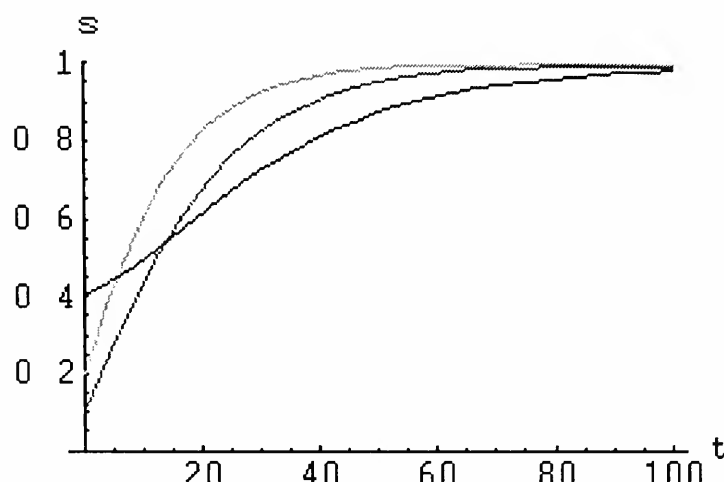


Figura III
Trajétórias das Frações s_i



A deficiência encontrada nesse primeiro modelo sugeriu uma modificação que busca resolvê-la. Ela é apresentada num segundo modelo construído a partir do primeiro.

4 Modelo com preço variável

Aqui buscamos resolver o problema da falta de um modo de compensação do mercado encontrado no primeiro modelo. Para tanto, suporemos agora que os preços de mercado das mercadorias em moeda ouro são voláteis e que oscilam em torno de valores que denominaremos de preços de produção.⁴ A função dos preços de mercado é sinalizar a existência de desequilíbrios para os agentes econômicos. Já os preços de produção são fixados em níveis que permitem a reprodução equilibrada do sistema econômico. Sejam φ_i os preços de mercado e φ_i^r os preços de produção.

Suporemos que os agentes são ativos enquanto ofertantes e passivos enquanto demandantes. Assumimos anteriormente, e aqui mantemos, que cada agente tem um único espaço para manter estoques. Nesse espaço, eles podem manter uma unidade de mercadoria comum e uma quantidade variável dentro de certos limites de ouro para transação, ou seja, de ouro que funciona como moeda. Entretanto, agora suporemos que eles podem entesourar ou desentesourar. É evidente que a restrição orçamentária de cada agente será obedecida mediante alteração na quantidade total de ouro que ele mantém em estoque.

4 Como se sabe, esse conceito corresponde aproximadamente à noção de preço natural de Adam Smith: “preço central ao redor do qual continuamente estão gravitando os preços de todas as mercadorias.” (Smith, 1976, livro I, cap. 7, p. 62-71)

A função de reação dos indivíduos i em relação aos excessos de demanda da mercadoria $i+1$ - ou função de oferta - assume a seguinte forma:

$$\varphi_{i+1} = \varphi_{i+1}^r [1 + (s_{i+1} - v_{i+1} - v_i)]$$

No lado direito dessas expressões, como já vimos, $(s_{i+1} - v_{i+1})$ representa a demanda e v_i representa a oferta da mercadoria $i+1$. Suponhamos, por exemplo, que $i+1$ esteja barato, ou seja, que o seu preço de mercado esteja abaixo de seu preço de produção. Para os agentes i , há um excesso de quantidade ofertada no mercado. Assim, uma parte deles, ao invés de produzir após ter consumido, decide desentesourar para consumir mais do bem i . Assim, ao invés de se transformarem em $i\gamma[i+1]$, permanecem como $i\gamma[g]$. Ao fazê-lo, reduzem intencionalmente a oferta da mercadoria $i+1$, fazendo com que a fração v_i decresça e a demanda do bem i aumente, não intencionalmente. Se o preço da mercadoria $i+1$ estiver caro, essa lógica de atuação se repete em sentido contrário, de tal modo que v_i cresce.

A existência de variações nos preços das mercadorias requer que sejam feitas modificações nas dinâmicas de estoques anteriormente apresentadas, já que as dinâmicas das estratégias não se modificam. Nas dinâmicas de estoque é preciso considerar os efeitos das decisões dos agentes nas magnitudes das frações v_i , em face das variações dos preços. De acordo com a lógica acima exposta, os valores dessas frações, tudo o mais constante, dependem, também, dos excessos de demanda e de oferta. Juntando os efeitos sistêmicos e os efeitos das decisões dos agentes e empregando a expressão anterior temos que as frações v_i ajustam-se, agora, da seguinte forma:

$$\dot{v}_i = \frac{1}{9} [(s_i - v_i)v_{i+2} - v_i(s_{i+1} - v_{i+1})] + (1 - v_i) v_i \left(\frac{\varphi_{i+1} - \varphi_{i+1}^r}{\varphi_{i+1}^r} \right) \quad (4)$$

Em (4), as frações v_i tendem a crescer (ou diminuir) quando os preços de mercado são superiores (ou inferiores) aos preços de produção. As dinâmicas dos preços de mercado podem, então, ser escritas da maneira usual:

$$\dot{\varphi}_{i+1} = \lambda (s_{i+1} - v_{i+1} - v_i) \quad (5)$$

Vamos admitir nesse momento que os preços de produção são unitários no curto prazo e que eles tendem para valores de longo prazo (deixamos para a próxima seção do artigo a

tarefa de mostrar como tais preços são determinados). Dados os valores de equilíbrio dos s_i - os quais não se modificam nesse novo modelo -, o ponto estacionário desses dois sistemas ocorre quando há, simultaneamente, balanceamento das entradas e saídas de estoques e balanceamento de ofertas e demandas, para os três bens em consideração.

Nas Figuras IV e V, apresentamos o resultado de uma simulação em que mantivemos todas as condições da anterior, exceto pela introdução das dinâmicas de preços. Elas ilustram o comportamento temporal da composição de estoques em direção à composição de equilíbrio, assim como os movimentos dos preços de mercado ajustando-se aos preços de produção igualados a 1.

Figura IV
Comportamento das Frações v_i

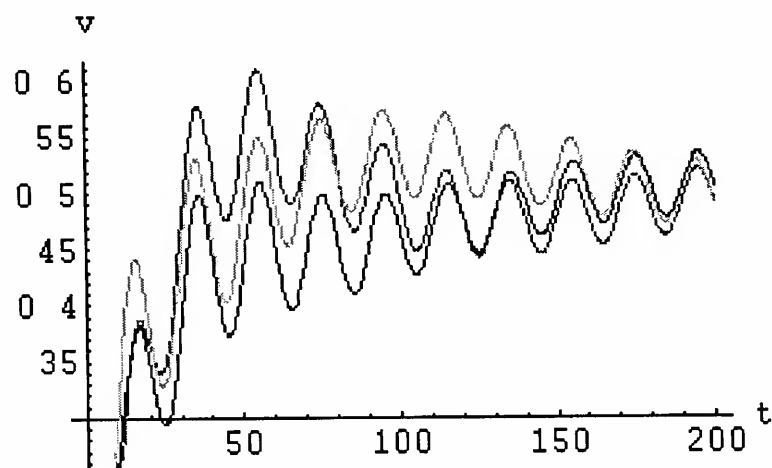
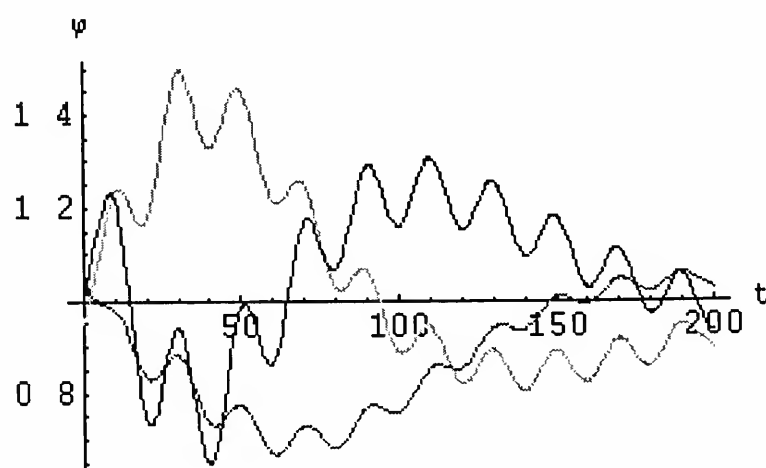


Figura V
Comportamento dos Preços φ_i



Nesse segundo modelo - formado pelas equações (3), (4) e (5) -, continua sendo verdade que o processo de mercado tende a distribuir os estoques uniformemente entre as três populações, mas, agora, além disso, ele tende a ajustar as ofertas e as demandas dos três bens. Dito de outro modo, os estoques tendem a assumir a mesma configuração anterior, mas agora em um equilíbrio em que $v_i = s_i - v_i = 1/2$ para $i = 1, 2$ ou 3 , já que, como anteriormente, conforme o tempo passa, tem-se $s_1 = s_2 = s_3 = 1$.

Resta, pois, esclarecer agora a determinação dos preços de produção e como eles se modificam no longo prazo. Buscando uma explicação para os preços que tendem a se impor quando o período de tempo é longo, encontraremos também uma explicação mais ampla para a configuração da economia no estado estacionário.

5 Equilíbrio de longo prazo

Há ainda um problema em ambas as formulações acima expostas que requer um melhor tratamento. Nos dois modelos não existe a possibilidade de que os indivíduos possam escolher o tipo populacional a que querem pertencer. Até este ponto supusemos que a participação de cada uma das três populações na população total é fixa e igual a $1/3$. Precisamos considerar, agora, essa possibilidade, admitindo, numa perspectiva de longo prazo, que os indivíduos das três populações podem escolher o próprio tipo.⁵ Assim, a participação de cada população na população total torna-se uma variável - θ_i para $i = 1, 2$ ou 3 . Suporemos que os valores assumidos por essas participações dependem de uma tendência à igualação das contribuições dos indivíduos ao produto da economia como um todo.

Antes de fazê-lo, porém, precisamos mostrar como se formam os preços de produção de curto prazo. Para tanto, examinemos a restrição orçamentária de um agente i num período de tempo unitário. O dispêndio desse agente em bem i vem a ser igual à sua receita com a venda da mercadoria $i+1$ mais a variação em seu estoque total de ouro (o qual inclui o tesouro e o ouro para transação possuídos). Como o dispêndio e a receita estão avaliados em preços de mercado, designando este estoque por ΔK_i , temos:

$$\varphi_i (1 - v_i) \theta_i \theta_{i+2} v_{i+2} = \varphi_{i+1} \theta_i v_i \theta_{i+1} (1 - v_{i+1}) + \Delta K_i$$

5 Esta suposição é problemática já que a escolha do tipo implica não apenas uma opção pela mercadoria a ser produzida, mas também a escolha das preferências. Esta dificuldade, entretanto, ao custo de uma maior complexidade do modelo, poderia ser superada. Bastaria supor que cada indivíduo i consome os três bens numa proporção fixa. Ao produzir uma unidade de $i+1$ para a venda, produz também uma unidade deste bem para si mesmo. Por meio das transações, alternativa e seqüencialmente, cada indivíduo procuraria adquirir o bem i ou o bem $i+2$, os quais também consumiria.

Para determinar os preços de produção, é preciso observar que a variação dos estoques tem de se anular em equilíbrio, ou seja, $\Delta K_i = 0$. Após explicitar a indexação por $i = 1, 2$ e 3 na expressão acima, poderemos verificar que as ofertas de $i+1$ que aparecem à direita das expressões têm de ser iguais às demandas respectivas que aparecem à esquerda. Isto permite verificar que as três igualdades acima podem, elas mesmas, ser igualadas. A partir delas, podemos obter as seguintes condições que definem os preços de produção relativos:

$$\frac{\varphi_2^r}{\varphi_1^r} = \frac{(1-v_1)\theta_1 \theta_3 v_3}{(1-v_2)\theta_2 \theta_1 v_1} \quad e \quad \frac{\varphi_3^r}{\varphi_1^r} = \frac{(1-v_1)\theta_1 \theta_3 v_3}{(1-v_3)\theta_3 \theta_2 v_2}$$

Não precisamos assumir que cada agente estima corretamente estes preços de produção. Podemos supor que o fazem com um erro que se cancela no agregado e que não influi no funcionamento do mercado como um todo.⁶ Quando os v_i são iguais a $1/2$ e os θ_i são iguais a $1/3$, se o nível de preços é fixado fazendo $\varphi_1 = 1$, os preços de produção serão todos obviamente iguais a 1 , tal como havíamos assumido. É preciso não se esquecer, entretanto, que o longo prazo é uma sucessão de curtos prazos e que, no modelo, estamos fazendo abstração de quaisquer fatores que possam perturbar a trajetória da economia rumo ao equilíbrio de longo prazo.

Para determinar os preços de produção de longo prazo - assim como a tendência do nível dos preços -, é preciso modelar explicitamente a produção. Suporemos que as mercadorias 1, 2 e 3 são estrita e regularmente reprodutíveis. Os trabalhos que as produzem são heterogêneos e as quantidades necessárias para produzi-las diferem entre si. As populações 1, 2 e 3 gastam, como havíamos suposto, l_1, l_2, l_3 em média para produzir as mercadorias 2, 3 e 1, respectivamente. Já o ouro tem produção altamente irregular, de tal modo que o tempo de trabalho gasto em sua produção é muito variável. Todos os agentes são avessos ao risco e não escolhem se especializar na produção de ouro. Entretanto, o tempo de trabalho médio necessário para produzir um peso de ouro é o mesmo para as três populações. Sem perda de generalidade, vamos supor que na produção de um peso de ouro é gasta, em média, uma quantidade de trabalho igual a l_3 - ou seja, o mesmo que em uma unidade de mercadoria 1.

Sob essas condições, como os trabalhos heterogêneos passam a guardar uma relação de equivalência entre si por meio da capacidade homogênea que têm de produzir ouro - ouro que o processo social transformou em moeda -, diremos que prevalece nessa economia uma

6 Para superar essa suposição seria necessário trabalhar com outra técnica de análise econômica, ou seja, com modelos que possibilitam considerar uma multiplicidade de agentes (*multi-agents models*) e a formação descentralizada de expectativas adaptativas. (Arthur, 1994)

tendência para que os preços de produção assumam, no longo prazo, valores relacionados aos tempos de trabalho. E que isto ocorre em função da dinâmica populacional que apresentaremos, também, por meio de uma dinâmica de replicação:

$$\dot{\theta}_i = (1 - \theta_i) \theta_i (\bar{C} - C_i) \quad (6)$$

$$\text{onde } C_i = l_i \theta_{i+1} (1 - v_{i+1}) \quad e \quad \bar{C} = \theta_1 C_1 + \theta_2 C_2 + \theta_3 C_3$$

Como l_i é a quantidade de trabalho necessária para produzir uma unidade de $i+1$, C_i ou $l_i \theta_{i+1} (1 - v_{i+1})$ é o dispêndio esperado de trabalho de um indivíduo da população i na produção de $i+1$, no intervalo de tempo unitário. Estamos supondo, ao escrever a equação dinâmica acima, que os indivíduos mudam de tipo procurando minimizar o seu esforço para obter o bem de consumo necessário à subsistência. Se o esforço despendido na produção de $i+1$ é menor do que o esforço médio, a população dedicada à produção de mercadoria $i+1$ cresce porque os indivíduos das outras duas populações - ou, pelo menos, de uma delas - adotam este tipo. Se ele for maior, ocorre o inverso.

Os pontos estacionários do sistema (6) de equações diferenciais ocorrem nos pontos extremos, quando $(\theta_1, \theta_2, \theta_3)$ for igual a $(1, 0, 0)$, $(0, 1, 0)$ ou $(0, 0, 1)$, ou num ponto interno, quando $C_1 = C_2 = C_3$. Apenas no último caso pode haver um ponto assintoticamente estável.⁷ Observemos, então, que somente nesse equilíbrio de longo de prazo as contribuições para a produção social das três populações poderão estar igualadas. É evidente que assim, em tese e apenas em tese, a economia vai para o estado estacionário.

Neste artigo não partimos da teoria do valor trabalho enquanto explicação dos preços de produção, ainda que tenhamos tratado o trabalho de um modo especial, ou seja, como o elemento ativo no processo da transformação dos recursos em produtos que podem ser consumidos diretamente ou ser vendidos como mercadoria. No equilíbrio de longo prazo - que é um estado virtual e um estado improvável -, valem as seguintes igualdades entre razões:

$$\frac{\varphi_2'}{\varphi_1'} = \frac{\theta_3 v_3 l_1}{\theta_1 v_1 l_3} \quad e \quad \frac{\varphi_3'}{\varphi_1'} = \frac{\theta_3 v_3 l_2}{\theta_1 v_1 l_3}$$

7 A prova matemática não é difícil. Observemos, porém, que o resultado é intuitivo já que nos três primeiros casos é interrompido o fluxo circular.

Esse resultado requer uma explicação. As razões anteriormente apresentadas entre os preços de produção dependem do equilíbrio de cada agente; estes precisam equilibrar o dispêndio em bem de consumo com a receita da venda de mercadoria. Já as razões entre as quantidades de trabalho dependem apenas - dada a lógica de escolha do tipo - das condições ligadas à venda das mercadorias. Em consequência, esses dois pares de razões não podem ser simplesmente iguais.⁸

É evidente que as frações populacionais se modificam no longo prazo conforme varia a composição de tipos populacionais. De fato, elas variam de acordo com as seguintes condições dinâmicas que substituem as anteriores:

$$\dot{v}_i = [\theta_i \theta_{i+2} (1 - v_i) v_{i+2} - \theta_i \theta_{i+1} v_i (1 - v_{i+1})] + (1 - v_i) v_i \left(\frac{\phi_{i+1} - \phi_{i+1}^r}{\phi_{i+1}^r} \right) \quad (7)$$

$$\dot{\phi}_{i+1} = \lambda [\theta_{i+1} (1 - v_{i+1}) - \theta_i v_i] \quad (8)$$

Assumimos que $s_i = 1$ para $i = 1, 2$ e 3 no longo prazo. Temos, pois, um novo sistema formado pelas equações (6), (7) e (8). A Figura VII mostra, como resultado de uma simulação, o ajustamento dessas frações populacionais - equações (7) - no longo prazo. A Figura VIII mostra, por outro lado, o ajustamento da composição de tipos na população - equações (6) -, quando se supõe que esta, inicialmente, assume valores iguais a $1/3$. As equações (8) adaptam as equações (5) ao novo contexto (omitimos, entretanto, o gráfico que apresenta o comportamento dessas equações porque ele não introduziria informações qualitativamente novas).

8 O contexto extraordinariamente simplificado do modelo lembra aquele *... estágio antigo e primitivo que precede ao acúmulo de estoques ou capital e à apropriação da terra* em que *"a proporção entre as quantidades de trabalho necessárias para obter os diversos objetos parece ser a única norma ou padrão para trocar esses objetos um pelo outro."* (Smith, 1976, p. 53) Entretanto, o resultado aqui alcançado, ao contrário do obtido por Smith, vem a ser não intencional.

Figura VII
Comportamento das Frações v_i

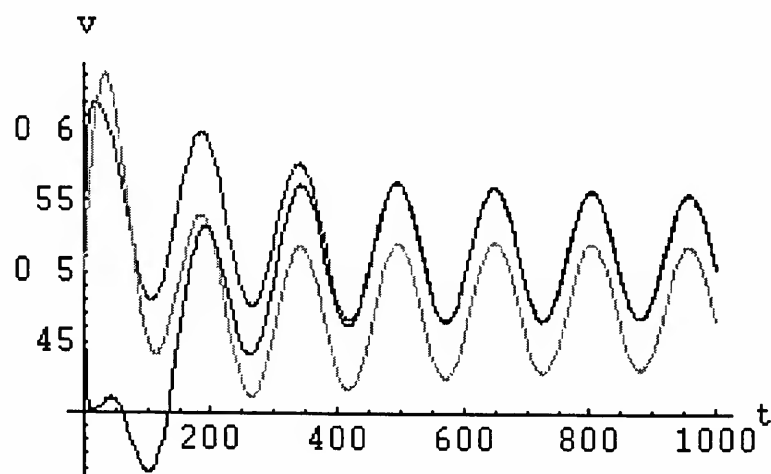
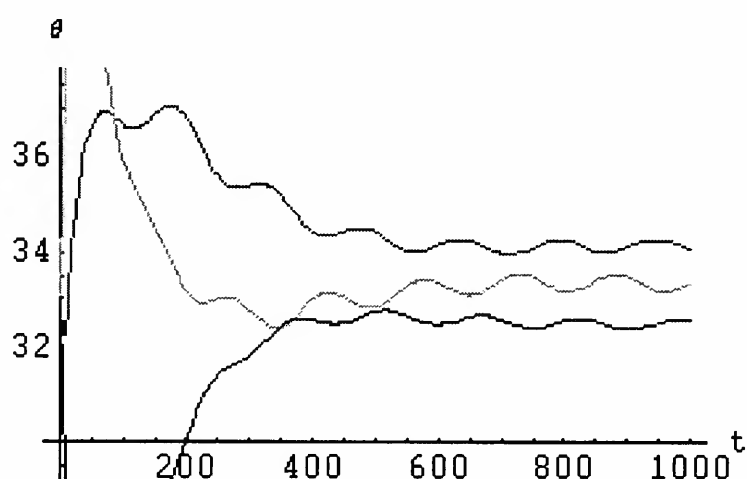


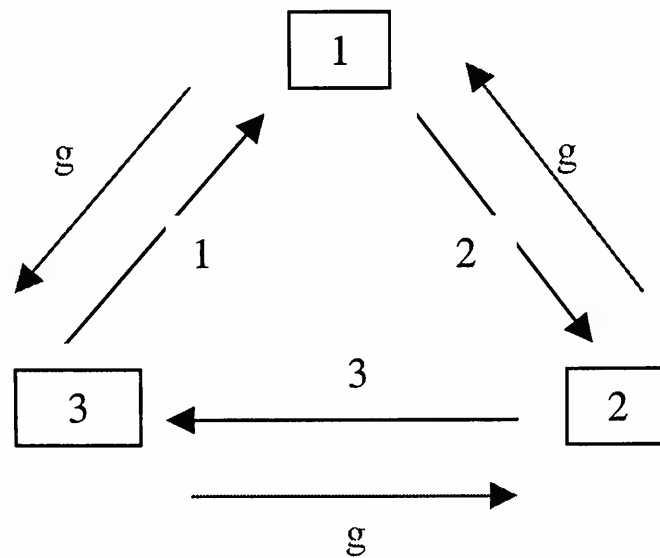
Figura VIII
Comportamento da Composição de Tipos



6 Conclusões

Neste artigo, conforme nomenclatura proposta por Duménil e Lévy (1987), foram apresentados dois modelos de desequilíbrio geral. Em ambos, o esquema de circulação de mercadorias e do dinheiro ouro é o mesmo e ele está representado na Figura IX. As mercadorias circulam em sentido horário e a moeda circula em sentido inverso. Os agentes produzem mercadorias que vão ser trocadas, primeiro, por moedas, capacitando-se, assim, a poder adquirir depois, com elas, os bens que serão consumidos. Os ciclos de consumo e produção se renovam para cada um dos bens. Tais ciclos se prendem uns nos outros de tal forma que todos indivíduos ficam interligados pelo processo sistêmico de mercado, dele dependendo para poderem tomar decisões.

Figura IX
Esquema de Circulação da Economia Monetária



As mercadorias comuns, nesse processo, entram e saem da circulação mercantil. Já o ouro que funciona como moeda - fazendo abstração de sua transformação eventual em tesouro e da sua conversão inversa⁹ -, permanece na circulação indefinidamente. Nesse esquema, o dinheiro estabelece relações indiretas entre as mercadorias, tornando-se - segundo Marx - um equivalente geral. É assim que pode funcionar, alternativamente, ora como reserva de valor ora como meio de troca. Em conseqüência, nesses dois modelos, a chamada restrição de Clower (1967), segundo a qual “somente a moeda compra bens”, é integralmente obedecida, não como uma imposição a uma estrutura teórica preestabelecida, mas sim pela própria natureza da construção.

No segundo modelo introduzimos um mecanismo de formação de preços em que os preços de mercado oscilam no curto e no longo prazo em torno de preços de produção que são, aproximadamente, de conhecimento comum dos agentes e que dependem, em última análise, das composições e frações populacionais compatíveis entre si. Estamos supondo que os preços de produção são estimados com um certo erro pelos agentes que participam do mercado. Essa suposição ganha sentido se observarmos que somente quando tais preços de produção se estabelecerem no mercado, poderá haver equilíbrio nas posições de estoque de ouro entre as três populações.

⁹ É nessa questão, como se sabe, que a moeda papel mostra-se diferente da moeda ouro. No modelo aqui desenvolvido, no longo prazo, a quantidade de ouro que circula como moeda é endógena.

Nos dois modelos apresentados fazemos abstração da possibilidade de que as mercadorias 1, 2 e 3 possam funcionar também como moeda. Ao se considerar nesses dois modelos apenas as estratégias α e γ , tal possibilidade ficou descartada desde o início. Ora, o modelo de Kiyotaki e Wright, seja na versão de equilíbrio dinâmico, seja na versão evolucionária de Sethi, foi construído exatamente para examiná-la. Enfatizamos, pois, que encaramos esses dois modelos como representativos de um momento do processo de desenvolvimento do dinheiro. Este processo começa com o aparecimento da moeda mercadoria (uma ou várias, em coexistência), passa pela coexistência da moeda mercadoria com a moeda ouro e, finalmente, chega a uma situação em que o ouro atua quase em exclusivo como moeda.¹⁰ Isto ocorre historicamente, seja porque o custo da manutenção dos estoques de ouro vem a ser muito baixo em relação às outras mercadorias, seja porque a moeda ouro torna-se uma instituição que se afirma como meio reduzir a complexidade do mercado.

Finalmente, cumpre registrar que os dois modelos simples permitem retomar certas configurações da economia clássica, tais como o mercado como processo, a distinção entre preços de curto e de longo prazo, a emergência da moeda na constituição do mercado, o conceito de realização do valor de troca da mercadoria, necessários para um trabalho de maior fôlego.¹¹ O segundo deles permite pensar criticamente os conceitos de equilíbrio de longo prazo e de centro de gravidade dos preços de mercado, assim como a questão da formação de expectativas.

O artigo procura mostrar que não é preciso combinar, de um modo trivial, otimização intertemporal, racionalidade plena e equilíbrio tautológico para fazer análise econômica. O modelo apresentado não envolve apenas dinâmicas nocionais, tal como é usual na teoria econômica ortodoxa, mas dinâmicas efetivas que têm apoio na evidência empírica do senso comum.

Referências bibliográficas

Arthur, W. B. Inductive reasoning and bounded rationality. *In: American Economic Review*, v. 84, n. 2, p. 406-11, 1994.

10 No momento seguinte do processo de desenvolvimento do dinheiro, como se sabe, a moeda ouro é substituída parcial ou totalmente pela moeda papel.

11 Ver Milgate (1979).

Aiyagari, S. R.; Wallace, N. Existence of steady states with positive consumption in the Kiyotaki-Wright model. *In: Review of Economic Studies*, n. 58, p. 901-916.

_____. Fiat money as a medium of exchange. *In: Economic Theory*, v. 2, p. 447-464, 1992.

Clower, R. A reconsideration of the microfoundations of monetary theory. *In: Western Economic Journal*, v. 6, p. 1-8, 1967.

Duménil, D., Lévy, D. The dynamics of competition: a restoration of the classical analysis. *In: Cambridge Journal of Economics*, v. 11, p. 133-164, 1987.

Georgescu-Roegen, N. *The entropy law and the economic process*. Cambridge, Massachusetts, 1971.

Hahn, F. *Money and inflation*. Cambridge: MIT Press, 1983.

Kehoe, T. J., Kiyotaki, N., Wright, R. More on money as a medium of exchange. *In: Economic Theory*, v. 3, p. 297-314.

Kiyotaki, N., Wright, R. On money as a medium of exchange. *In: Journal of Political Economy*, n. 97, p. 927-954, 1989.

_____. A contribution to the pure theory of money. *In: Journal of Economic Theory*, v. 53, p. 215-235, 1991.

_____. A search-theoretic approach to monetary economics. *In: American Economic Review*, v. 83, p. 63-77, 1993.

Ostroy, J. M., Starr, R. M. The transactions role of money. *In: Friedman B. M.; and Hahn, F. H. (eds.), Handbook of monetary economics*, v. I, 1990, p. 3-62.

Milgate, M. On the origin of the notion of "intertemporal equilibrium". *In: Economica*, v. 46, p. 1-10, 1979.

Prado, E. F. S. On the origin of gold as money – an analysis based on evolutionary models. *Texto para Discussão* n. 05/2000, São Paulo: IPE/USP.

_____. *Modelo de Kiyotaki e Wright: uma versão de economia clássica*. São Paulo, 2001. Mimeografado

Sethi, R. Evolutionary stability and media of exchange. *In: Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 40, p. 233-254, 1999

Smith, Adam. *The wealth of nations*. Chicago: The University of Chicago Press, 1976.

Vega-Redondo, F. *Evolution, games, and economic behavior*. In: Oxford University Press, 1996.

Wright, J. W. Search, evolution and money. In: *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 19, p. 181-206, 1995.

Reduções tributárias no setor agropecuário: quem ganha? quem perde?*

Emanuel Ornelas[§]

RESUMO

Reduções nos impostos indiretos no setor agropecuário são usualmente apontadas como exemplos de políticas que beneficiam a população de mais baixa renda. Neste artigo, utiliza-se um modelo de equilíbrio geral computável para avaliar os efeitos de tal política na economia brasileira. Verifica-se que, por um lado, ao elevar a renda dos detentores de terra, ela tenderia a concentrar a renda nacional. Todavia, em função da mudança de preços relativos, e em particular da redução dos preços dos produtos agropecuários decorrente da mudança tributária, os 10% da população de menor renda seriam, de fato, os seus principais beneficiários. Tal resultado decorre do fato de aquele grupo ser o que mais consome produtos agropecuários em termos proporcionais à própria renda. Nota-se, contudo, que tal medida tenderia a gerar uma redução significativa na arrecadação do governo.

Palavras-chave: agropecuária, impostos indiretos, distribuição de renda e equilíbrio geral computável.

ABSTRACT

Lower tax rates in the agricultural sector are often indicated as an example of policies that benefit low-income individuals. In this paper, I use a computable general equilibrium model to evaluate the impact of such a policy in Brazil. It is found, first, that by increasing landowners' rents the policy would tend to reinforce the country's income concentration. Nonetheless, because of the changes in the economy's relative prices, and in particular the lowering of the agricultural goods' prices due to the policy, the 10% of the population with lowest income would be indeed the group benefiting the most from it. This would occur because that group is, in proportion to its own income, the main consumer group of agricultural goods. It is also found, however, that the policy would cause a non-negligible reduction of the tax revenue collected by the government.

Key words: agriculture, indirect taxes, income distribution and computable general equilibrium.

JEL classification: D58, H20, Q18.

* Este paper é uma versão modificada de parte da minha dissertação de mestrado (Ornelas, 1997). Em relação àquela, gostaria de agradecer a Rogério Werneck por valiosas sugestões e à Capes pelo financiamento.

§ University of Wisconsin-Madison e PUC-MG. ornelas@ssc.wisc.edu

Recebido em julho de 2000. Aceito em janeiro de 2001.

I Introdução

Em qualquer economia, no momento de se definir as alíquotas dos impostos indiretos para os seus diversos bens/serviços, os governos geralmente trabalham com três perspectivas básicas: arrecadação, eficiência e distribuição de renda. Em razão dessa última é que, por exemplo, diversos Estados brasileiros possuem alíquotas de ICMS em geral inferiores à média para o caso de produtos ditos “essenciais”, como os da cesta básica.

Intuitivamente, o argumento é que medidas dessa natureza melhorariam o bem-estar das camadas menos favorecidas da população, uma vez que tais produtos “essenciais” correspondem à parcela significativa dos seus orçamentos. Com o preço deles reduzindo-se - em função da menor tributação -, a população de mais baixa renda tenderia, portanto, a ser beneficiada.¹

Alguns estudos aplicados à economia brasileira, mas de equilíbrio parcial, corroboram tais medidas.² É possível, contudo, que existam efeitos indiretos e possivelmente adversos decorrentes de tal política, como é típico em questões tributárias. Em particular, não é claro, *a priori*, o seu impacto na arrecadação tributária do governo e sobre a eficiência da economia, em função do seu caráter de “*second best*”³ Na realidade, nem mesmo o impacto sobre a distribuição de renda da políticas como essa é claro - é possível, e.g., que os detentores de terra sejam os mais beneficiados, em função da redução dos seus custos de produção.

Avaliações mais precisas requerem, portanto, análises que superem a simples intuição econômica ou o uso de “*rules of thumb*” advindas de alguns modelos simplificados de equilíbrio parcial. Apesar disso, grande parte das “regras” de tributação são mesmo derivadas de modelos de equilíbrio parcial. De certa forma, essa é quase uma imposição da dificuldade de se trabalhar em nível apenas teórico com modelos de equilíbrio geral, quando se tem em vista a formulação de políticas. Nesse caso, os resultados são, em geral, de interpretação

1 Tal política relaciona-se também com um dos típicos argumentos utilizados em defesas do Plano Real, i.e., de que após o Plano verificou-se uma redução dos preços relativos dos produtos alimentícios, e que isso teria favorecido as camadas de menor renda da economia brasileira.

2 Ver, por exemplo, Siqueira (1995).

3 A rigor, tal política de certa forma até mesmo contradiz aspectos de eficiência: a “regra de Ramsey”, por exemplo, em sua formulação mais simples, indica exatamente o inverso, i.e., que se tribute de modo inversamente proporcional às elasticidades-preço da demanda, sugerindo, portanto, alíquotas mais altas para os produtos ditos “essenciais” Ver, e.g., Atkinson e Stiglitz (1980).

extremamente complexa - e, assim, de pouco efeito prático -, e quando apresentam-se mais simples são usualmente gerados a partir de hipóteses simplificadoras de pouca utilidade para fins de elaboração de políticas. A alternativa então se torna a utilização de modelos numéricos de equilíbrio geral, onde destaca-se a técnica de Equilíbrio Geral Computável (CGE).

Os modelos de CGE têm sido crescentemente utilizados desde o início da década de 1970, quando surgiram como substitutos naturais dos modelos de insumo-produto e de programação linear. Entre os diversos *surveys* existentes sobre a técnica de CGE e suas aplicações podem ser citados, entre outros, Dervis *et al.* (1982), Shoven e Whalley (1984 e 1992), Bergman (1990), Gunning e Keyzer (1995) e Dixon e Parmenter (1996).

Neste artigo, tendo em vista a importância da questão acima levantada, decorrente da acentuada desigualdade de renda existente na economia brasileira e também da possibilidade de uma eventual reforma tributária, procura-se avaliar, por meio de um modelo de CGE aplicado à economia brasileira, qual seria o efeito de uma redução das alíquotas de impostos indiretos no setor agropecuário.⁴ De modo a isolar os efeitos de tal medida, é conveniente tomar o comportamento do governo como exógeno. Assim, supõe-se que as alterações econômicas decorrentes da política em questão não induzem subseqüentes mudanças tributárias, supondo-se igualmente que a estrutura de gastos públicos também se mantém inalterada com a mudança.⁵

Os resultados encontrados indicam que, por um lado, a renda nacional tenderia a se concentrar ainda mais como consequência de tal política. Apesar disso, os indivíduos de mais baixa renda tenderiam a se beneficiar com ela. O primeiro resultado decorre da valorização da terra, que assim geraria maiores “*rents*” para seus detentores. O segundo, por sua vez, é decorrente do menor preço para os produtos agropecuários. Nota-se, contudo, que tal medida teria o potencial de reduzir, de forma não desprezível, a arrecadação tributária. A análise de sensibilidade mostra, ademais, que embora qualitativamente os resultados se mostrem satisfatoriamente robustos, as suas magnitudes dependem significativamente dos parâmetros que definem a estrutura de demanda do setor agropecuário.

4 Propostas de incentivos à agricultura como forma de redistribuir a renda nacional já foram consideradas por diversas administrações do governo federal brasileiro, e permanecem em voga ainda hoje: recentemente, a atual administração anunciou estudos no sentido de dar incentivos a três setores de atividade, entre os quais a agricultura (construção civil e turismo seriam os demais). Os incentivos à agricultura, segundo representantes do Governo Federal, teriam como objetivo precisamente a desconcentração de renda na economia. (*Jornal do Brasil*, 16/08/99, Caderno de Economia)

5 Nota-se que essa não é uma perspectiva teórica sobre o comportamento do governo, mas apenas uma alternativa metodológica para a identificação dos efeitos da política em questão.

O restante do artigo é dividido da seguinte forma. O modelo utilizado, assim como esclarecimentos sobre fontes de dados, suas adaptações e o processo de calibragem, é apresentado na próxima seção. A seção III apresenta os resultados da análise, enquanto a seção IV avalia a sensibilidade dos resultados. As conclusões são apresentadas na última seção.

II Modelo, dados e calibragem

A estrutura do modelo aqui utilizado é a mais próxima possível do arcabouço walrasiano tradicional, incluindo as hipóteses de mercado de trabalho e de bens sem “imperfeições”. Essa perspectiva foi adotada especialmente em função da dificuldade de especificação de tais “imperfeições” de maneira precisa. Dessa forma, evita-se a proliferação de hipóteses *ad hoc* por meio do uso de uma alternativa mais padronizada na literatura. Todo o detalhamento do modelo, incluindo a adaptação dos dados e o processo de calibragem, é apresentado nos itens (A) a (F), a seguir.

A) Produção

Há oito setores de produção: agropecuário; extrativo; indústria de transformação; construção civil; comércio-transporte-comunicação; setor financeiro; indústria e serviços de utilidade pública e administração pública (incluídos conjuntamente); e outros serviços. Evitou-se uma divisão mais detalhada em função dos objetivos do artigo. Todos os dados relativos à produção têm origem nas matrizes de insumo-produto para o Brasil de 1992, elaborada pelo IBGE.⁶

Existem no modelo dois fatores primários de produção, capital e trabalho, sendo esse dividido em cinco categorias, segundo a sua qualificação. O modelo é estático, de modo que o estoque de capital da economia é fixo.⁷ Desconsiderou-se também a escolha entre renda e

6 A composição dos setores aqui utilizada relaciona-se com a do IBGE segundo a correspondência apresentada no Anexo I.

7 Isso fez com que a formação de capital fixo e a variação de estoques tenham sido consideradas como demanda final das famílias no momento da organização dos dados.

lazer dos indivíduos, de forma que o total de trabalho disponível torna-se igualmente exógeno.⁸ Os dados sobre os dois fatores foram também obtidos das matrizes do IBGE. Entretanto, as informações relacionadas à qualificação dos diversos tipos de trabalho provêm dos dados disponíveis na RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) para 1992. Para tanto, foram utilizados os gastos totais em cada um dos oito setores com trabalhadores de cada nível de escolaridade, identificando a participação de cada categoria no dispêndio total, em salários, de cada atividade. As classificações utilizadas foram:

Tabela 1
Classificação Utilizada para Cada Tipo de Trabalho, Segundo o Nível de Escolaridade

Tipo de Trabalho Classificado no Modelo:	Escolaridade dos Trabalhadores
L1	Analfabetos até a 4a. série incompleta
L2	4a. série completa até a 8a. série incompl
L3	8a. série completa até o 2o. grau incompleto
L4	2o. grau completo a superior incompleto
L5	Superior completo

A tecnologia assumida apresenta retornos constantes de escala e, por esse motivo, cada setor de produção é representado por uma firma representativa, que maximiza lucros. Cada uma delas demanda capital e trabalho, representada por funções advindas da minimização de custos. Utilizaram-se funções de produção CES, na forma:

$$X(i) = \text{phi}(i) \times [(1 - b(i)) \times K(i)^{(es(i)-1)/es(i)} + b(i) \times L(i)^{(es(i)-1)/es(i)}]^{es(i)/(es(i)-1)},$$

8 Essa suposição é comumente apresentada apenas como uma simplificação em diversos trabalhos de CGE. Entretanto, pode também ser justificada teoricamente, desde que o modelo seja estático, como é o caso aqui. Se há uma perspectiva de escolha entre trabalho e lazer em um número grande de períodos, a possibilidade de substituição intertemporal faz com que as variações do salário afetem significativamente a oferta de trabalho. Quando se diminui o número de períodos essa possibilidade reduz-se, até o caso extremo onde há apenas um período. Nessa situação, a curva de oferta de trabalho tende a ser a mais vertical possível. No caso emblemático, onde se utiliza uma função de utilidade logarítmica (ou Cobb-Douglas) e não há riqueza inicial, a escolha entre trabalho e lazer torna-se, de fato, totalmente independente do salário. Isto é, os efeitos renda e substituição decorrentes das variações das suas alterações se anulam. Esse resultado, facilmente derivável, é apresentado em Romer (1996, cap. 4).

onde $X(i)$ é o nível da produção, $b(i)$ é o coeficiente do fator trabalho, $L(i)$ e $K(i)$ são os fatores de produção básicos utilizados, $es(i)$ é o valor da elasticidade-substituição entre esses insumos e $phi(i)$ é o parâmetro de escala na função de produção do bem i . A função de demanda condicionada por capital tem, por conseguinte, o formato de:

$$KK(i) = \frac{1}{phi(i)} \times \left\{ b(i) \times \left[\frac{WB(i) \times (1 - b(i))}{RB(i) \times b(i)} \right]^{-es(i)} + [1 - b(i)] \right\}^{es(i)/(1-es(i))},$$

onde $KK(i)$ é a demanda por capital por unidade produzida e $RB(i)$ e $WB(i)$ são os retornos brutos dos fatores de produção no setor i . Assim, a demanda total por capital em cada setor é dada por:⁹

$$K(i) = KK(i) \times X(i)$$

Observa-se que o custo dos fatores é diferenciado em cada indústria. No caso do capital, isso ocorre porque os impostos incidentes sobre o capital são, em geral, diferentes entre os diversos setores – apesar do rendimento líquido, R , ser o mesmo em toda a economia, uma vez que o modelo é de equilíbrio geral e assume plena mobilidade de fatores dentro do país. No caso do fator trabalho, a mesma explicação se aplica, adicionando-se ainda o fato de que a composição entre os diversos tipos de trabalho também difere entre os setores. Isso faz com que, apesar do retorno líquido **de cada categoria** de trabalho ser o mesmo em toda a economia, as diferentes composições fazem com que os salários médios pagos em cada setor, $W(i)$, difiram entre si, sendo determinados por:

$$W(i) = \sum_{ql} pql(i, ql) \times WQ(ql)$$

onde ql é o índice para os diversos tipos de trabalho, $pql(i, ql)$ é o parâmetro que indica o porcentual de trabalho com qualificação ql utilizado pelo setor i em relação ao total de trabalho por ele empregado, e $WQ(ql)$ é a remuneração líquida de cada qualificação.

O fator $L(i)$ é, portanto, um fator de produção “agregado” após definir-se a demanda condicionada por L do setor i , especifica-se a demanda condicionada por cada categoria de

9 A demanda condicionada por trabalho, $LL(i)$, e o seu nível, $L(i)$, são análogas às do capital.

qualificação de L . Nessa etapa, trabalhou-se com proporções fixas, correspondentes às mesmas existentes no equilíbrio inicial. Assim, uma vez que as distribuições de K e L na economia tenham sido determinadas, são encontrados $L1(i), \dots, L5(i)$, segundo as proporções utilizadas em cada setor no equilíbrio inicial. Assim, as demandas por cada tipo de trabalho em cada setor, $LQ(i,ql)$, são dadas por:

$$LQ(i) = pql(i, ql) \times L(i)$$

Além do valor adicionado de cada setor, há no modelo também produção intermediária. Como usualmente se faz em estudos de CGE, utilizou-se também aqui de coeficientes fixos para abordá-la. Portanto, definidos os níveis de produção de cada atividade e dados os coeficientes técnicos calculados pelos valores das matrizes de insumo-produto do IBGE, obtêm-se suas demandas intermediárias.

Como os setores operam com retornos constantes de escala, não há equações explícitas de oferta. Conseqüentemente, o que completa a caracterização do equilíbrio das firmas é a condição de lucro zero para todos os setores:

$$PD(i) = RB(i) \times KK(i) + WB(i) \times LL(i) + \Theta_i, \text{ onde}$$

$$\Theta_i = \sum_j \{ aa(j,i) \times [1 + tsi(j,i)] \times PD(j) + aam(j,i) \times [1 + tsmi(j,i) + tmi(j,i)] \times pw(j) \times ER \}.$$

Acima, $PD(i)$ é o preço ao nível do produtor e Q_i é o custo com a produção intermediária por unidade produzida no setor i : $aa(j,i)$ e $aam(j,i)$ são os coeficientes técnicos do setor i em relação ao setor j de produção doméstica e importada, respectivamente; $tsi(j,i)$ e $tsmi(j,i)$ são as alíquotas de impostos indiretos correspondentes a tais vendas; $tmi(j,i)$ é a tarifa de importação do bem j paga pelo produtor de i ; $pw(j)$ é o preço internacional de j ; e ER é a taxa de câmbio.

B) Demanda

Uma vez que a análise relaciona-se com efeitos sobre a distribuição de renda, a hipótese de um indivíduo representativo, naturalmente, não se aplica. Tomando como base os dados de distribuição pessoal da renda no Brasil em 1992, obtidos em IBGE (1995), a população foi dividida em dez faixas, em ordem crescente de renda, com cada uma representando 10% do total do País. Assim, o indivíduo “um” corresponde aos 10% mais pobres do País, o “dez”

representa os 10% de maior renda, e os demais representam aqueles em situação intermediária.

As funções de utilidade são do tipo *LES* (*Linear Expenditure System*), típicas em análises de CGE:

$$U(j) = \prod_i [C(i, j) - CM(i)]^{A(i)},$$

onde $C(i, j)$ é o consumo do produto i pelo consumidor j , $CM(i)$ é o mínimo de cada produto que cada indivíduo tem de consumir, e o conjunto de $A(i)$'s corresponde aos demais parâmetros da função, normalizados de modo que $\sum_i A(i) = 1$. As funções de demanda correspondentes são:

$$C(i, j) = CM(i) + \frac{A(i) \times [Y(j) - \sum_i (PBC(i) \times CM(i))]}{PBC(i)},$$

onde $PBC(i)$ é o preço ao consumidor do bem composto i (a ser explicado abaixo, no item referente ao setor externo) e $Y(j)$ é a renda do indivíduo j , sendo determinada por:¹⁰

$$Y(j) = R \times kt(j) + \sum_{ql} [WQ(ql) \times ltq(j, ql)] + TY \times S(j),$$

onde $kt(j)$ e $ltq(j, ql)$ representam as dotações de cada fator de cada indivíduo e $[TY \times S(j)]$ corresponde às transferências do governo (explicadas no próximo item), sendo TY a arrecadação total e $S(j)$ a parcela distribuída ao indivíduo j .

C) Governo

Em função dos objetivos deste artigo, o comportamento do governo não é explicitamente modelado. Com isso, busca-se analisar como a alteração tributária proposta, dada exogenamente, afetaria a economia em um cenário em que o governo reaja “passivamente”

10 A renda dos indivíduos provém das suas dotações de fatores. Para determinar-se a parcela de renda de cada decil da população que provém de capital e de cada uma das faixas de qualificação de trabalho, os dados da RAIS foram adaptados àqueles provenientes do IBGE.

aos resultados da mudança. Tal “passividade” se reflete em dois aspectos. Primeiramente, supõe-se que o governo não faça alterações tributárias subseqüentes à inicialmente proposta, independentemente dos resultados da última. Além disso, assume-se que o governo retorne os impostos recolhidos aos indivíduos de modo proporcional à distribuição de renda inicial.^{11,12} Esta última hipótese implica que nenhuma alteração na distribuição de renda é devida a mudanças nos gastos públicos, mas apenas àquelas decorrentes da alteração tributária em estudo.

Hipóteses como essa são, naturalmente, amplamente questionáveis do ponto de vista prático. Contudo, elas **não** constituem aqui qualquer proposição a respeito de como o governo efetivamente se comporta, correspondendo apenas a uma alternativa metodológica necessária para a identificação dos efeitos da alteração tributária em questão. Se, e como, o governo alteraria suas demais políticas em decorrência da medida inicial é uma questão que ultrapassa o escopo do presente estudo. Nota-se também que este é um procedimento padrão em análises de CGE.¹³

A receita tributária do governo é obtida apenas dos dados das matrizes de insumo-produto, não relacionando, assim, os impostos diretos. Embora em princípio essa simplificação possa afetar os resultados do experimento, acredita-se que a magnitude de tais alterações seja pouco significativa.¹⁴ Por esse motivo, optou-se por evitar a parametrização adicional do modelo que a incorporação de tributação direta requeriria.

11 A parcela a ser devolvida a cada indivíduo é definida pela sua participação na renda nacional, considerando-se apenas os rendimentos dos fatores; com base nesses percentuais, a arrecadação é totalmente distribuída aos indivíduos, equilibrando o orçamento do governo.

12 Nota-se que, por consistência, a natureza estática do modelo utilizado implica que o governo deve equilibrar o seu orçamento no período em análise. E como a estrutura tributária é dada exogenamente, os seus gastos tornam-se endógenos, sendo completamente determinados pela sua receita.

13 Em Henderson (1991), por exemplo, quando o autor compara vários estudos a respeito do tratamento da reforma tributária de 1986 nos EUA, percebe-se que a maioria deles procede exatamente dessa forma em relação à modelagem do setor público.

14 Essencialmente, o efeito de tributação indireta neste modelo seria que a alteração da renda (bruta) dos indivíduos de maior renda (que são os que efetivamente pagam imposto de renda) seria apenas parcialmente incorporada por aqueles. Mas como a parcela recolhida como imposto de renda seria redistribuída de modo proporcional à distribuição de renda original, a maior parte seria devolvida exatamente aos indivíduos que recolheram o imposto originalmente. A introdução de tributação direta, a menos que se façam hipóteses distintas de como o gasto público é definido - o que não é o objetivo deste artigo -, não tenderia, portanto, a alterar significativamente os resultados aqui obtidos.

Os tributos arrecadados pelo governo aqui considerados são os seguintes:

impostos indiretos finais (ICMS, IPI, ISS e “Outros”) sobre a produção doméstica;

impostos indiretos finais (ICMS, IPI, ISS e “Outros”) sobre os produtos importados;

impostos indiretos (ICMS, IPI, ISS e “Outros”) sobre a produção doméstica para consumo intermediário;

impostos indiretos (ICMS, IPI, ISS e “Outros”) sobre os produtos importados para consumo intermediário;

tarifas de importação sobre bens finais;

tarifas de importação sobre bens intermediários;

contribuições sociais (efetivas e “fictícias”¹⁵);

outros impostos e subsídios.

O procedimento adotado para incorporá-los ao modelo resume-se a:

agregar todos os impostos indiretos (ICMS, IPI, ISS e “Outros”), tratando-os como se fossem de apenas uma natureza, diferenciando as alíquotas somente segundo a origem/destino da operação (i.e., se o bem/serviço em questão é produzido internamente ou é importado e se é para venda final ou intermediária);

tratar as contribuições sociais como “impostos sobre o fator trabalho”, diferenciando entre as efetivas e as “fictícias”;

abordar os “outros impostos e subsídios” como “impostos sobre o fator capital”

Os impostos sobre o fator capital são obtidos residualmente. Tal procedimento é coerente com a definição do fator “capital” nas estatísticas oficiais, também obtido de forma residual (correspondente à conta de Excedente Operacional Bruto).

15 Essas contribuições são aquelas pagas pela Administração Pública. Como ela constitui parte do próprio governo, o IBGE as denomina “fictícias”. Portanto, o seu valor é positivo apenas para a Administração Pública, sendo igual a zero em todos os outros setores.

D) Setor externo

Não se utilizou aqui a “hipótese do país pequeno”, uma vez que com relativamente baixa desagregação tal hipótese apresentar-se-ia especialmente irreal. Optou-se, alternativamente, por modelar o setor externo segundo a **hipótese de Armington**,¹⁶ seguindo, em geral, as sugestões de Dervis *et al.* (1982) - também defendidas em De Melo e Robinson (1989). Nesse sentido, a estrutura para as exportações determina, para cada setor, uma função que depende do preço de exportação do país e do preço internacional:

$$E(i) = ee(i) \times \left[\frac{pw(i)}{PWE(i)} \right]^{epe(i)},$$

onde $E(i)$ são as exportações, $ee(i)$ é um parâmetro de escala, $pw(i)$ é o preço internacional - dado exogenamente e definido no processo de calibragem, ao se separar preços e quantidades como igual a um -, $epe(i)$ é o parâmetro que mostra a elasticidade-preço da função, e $PWE(i)$ é o preço de exportação do produto doméstico, isto é, o preço do produtor ajustado pela taxa de câmbio e pelos subsídios:

$$PWE(i) = \frac{PD(i)}{[1 + te(i)] \times ER},$$

onde $te(i)$ representa os subsídios à exportação dados ao produtor do bem i e ER a taxa de câmbio. Nota-se que as situações extremas podem ser obtidas simplesmente alterando-se o valor da elasticidade $epe(i)$: caso seja igual a zero, as exportações tornam-se constantes; caso tenda a infinito, tem-se a abordagem tradicional do país pequeno com produtos homogêneos - e o preço de venda no setor externo terá que se igualar ao vigente no mercado internacional.

Em relação às importações, a estrutura é mais detalhada. Define-se um “bem composto”, $BC(i)$, para cada atividade produtiva, por meio de funções CES com argumentos do produto doméstico e do importado:

16 Essa hipótese assume que produtos fabricados domesticamente e importados são bens distintos (ou, de modo equivalente, são vistos como heterogêneos pelos consumidores), sendo utilizada pela primeira vez por Armington (1969) e tornada bastante popular desde a década de 1970. A sua justificativa é eminentemente prática: verifica-se que para a grande maioria de *tradables*, importações e exportações apresentam-se ambas positivas para a maior parte de países, e isso até mesmo para desagregações que atingem três dígitos para o número de setores. Como aqui a desagregação situa-se em um dígito, o procedimento torna-se especialmente atrativo.

$$BC(i) = g(i) \times \{de(i) \times M(i)^{(esbc(i)-1)/esbc(i)} + [1 - de(i)] \times D(i)^{(esbc(i)-1)/esbc(i)}\}^{esbc(i)/(esbc(i)-1)},$$

onde $M(i)$ é o total importado do bem i , $D(i)$ é o consumo doméstico agregado de i , $esbc(i)$ é a elasticidade-substituição entre o consumo do bem doméstico e do importado, $g(i)$ é um parâmetro de escala, e $de(i)$ é o coeficiente do produto importado. Via minimização de custos, encontra-se a proporção $M(i)/D(i)$ como função dos dois preços: o doméstico, ao nível do consumidor, $Q(i)$ - que é dado pelo preço ao nível do produtor, satisfazendo a condição de lucro zero, acrescido da alíquota de impostos indiretos pagos pelos consumidores -, e o de importação, $PM(i)$. Este último termo corresponde ao preço internacional ajustado pela tarifa doméstica, pelos impostos indiretos e pela taxa de câmbio. São, portanto, determinados por:

$$Q(i) = PD(i) \times [1 + ts(i)] \text{ e}$$

$$PM(i) = pw(i) \times [1 + tm(i) + tsm(i)] \times ER$$

Dividindo a equação que define o bem composto por $D(i)$, tem-se $dd(i)$, a proporção demandada do bem produzido internamente em relação ao consumo total:

$$dd(i) = \frac{1}{g(i) \times \left\{ de(i) \times \left[\frac{M(i)}{D(i)} \right]^{(esbc(i)-1)/esbc(i)} + [1 - de(i)] \right\}^{esbc(i)/(esbc(i)-1)}}$$

A demanda doméstica pelo bem/serviço i será então determinada pela fração $dd(i)$ da demanda total por i :

$$D(i) = dd(i) \times \sum_j C(i, j),$$

Dado o valor de $D(i)$, e utilizando-se da proporção $M(i)/D(i)$ encontrada na minimização de custos, as importações também tornam-se conhecidas:

$$M(i) = \left[\frac{de(i)}{1 - de(i)} \right]^{esbc(i)} \times \left[\frac{Q(i)}{PM(i)} \right]^{esbc(i)} \times D(i).$$

O preço do bem composto, $PBC(i)$, será dado também pela função custo obtida via minimização de custos da função CES que o define:

$$PBC(i) = \frac{\left\{ de(i)^{esbc(i)} \times PM(i)^{1-esbc(i)} + [1 - de(i)]^{esbc(i)} \times Q(i)^{1-esbc(i)} \right\}^{1/(1-esbc(i))}}{g(i)}$$

E) Condições de equilíbrio

Para fechar o modelo, exige-se que algumas outras condições sejam satisfeitas. Primeiramente, a demanda total por cada fator de produção tem de igualar a sua oferta. Adicionalmente, é necessário o equilíbrio no mercado de bens. Isso corresponde a uma igualdade entre a produção de cada bem/serviço e a soma das suas demandas externa (exportações), intermediária e final (excluindo-se as importações). Requer-se também equilíbrio no balanço de pagamentos (BP). Dados os valores iniciais totais de exportação e importação, calcula-se o déficit/superávit na balança comercial e de serviços não-fatores. Essa diferença é incorporada como sendo financiada por fluxo de capitais. Tais recursos, se positivos, entram na receita do governo; se negativos, saem dela, subtraindo-se da arrecadação. Como é suposto que essa última é integralmente devolvida à população, de modo que não altere a distribuição de renda, esse procedimento - utilizado também em Dervis *et al.* (1982) - equivale a supor que os indivíduos financiam (ou são financiados) o (pelo) resto do mundo de modo proporcional às suas participações na renda nacional. Finalmente, como o modelo resolve apenas para quantidades e preços relativos, a taxa de câmbio foi fixada em uma unidade, fazendo o papel de numerário.

F) A calibragem

A calibragem do modelo foi feita, como apontado anteriormente, tendo como base a economia brasileira em 1992.¹⁷ As unidades foram escolhidas de modo a que todos os preços se igualassem (sem impostos e tarifas) a um no equilíbrio original. As alíquotas dos impostos e as tarifas de importação foram determinadas segundo os valores efetivamente verificados na economia, dados pela SAM, ao se dividir o montante pago em impostos ou tarifas pelo volume total das transações correspondentes à atividade, livres daqueles encargos.

17 Os valores calibrados dos parâmetros encontram-se no Anexo II. A matriz de contabilidade social (SAM) está disponível a interessados via contato direto com o autor.

Em relação aos parâmetros da produção, estes são de três tipos: $es(i)$ - as elasticidades de substituição -, $phi(i)$ - os parâmetros de escala -, e $b(i)$ - os coeficientes de participação do fator trabalho em cada setor. Dadas as elasticidades $es(i)$, os parâmetros $b(i)$ e $phi(i)$ são encontrados da seguinte forma: combinam-se as funções de demanda por fatores, obtendo-se $b(i)$; em seguida, pela condição de lucro zero, encontra-se $phi(i)$. Assim, necessita-se apenas da determinação das elasticidades de substituição de cada fator, impossíveis de se obter unicamente pelas informações disponíveis na SAM.

Para determiná-las, utilizou-se uma média entre as estimativas apresentadas em Shoven e Whalley (1992) para os setores agropecuário, extrativo e da indústria de transformação. Entretanto, como indicam aqueles autores, não existem estimativas para os demais setores, em função de problemas de medidas dos seus produtos (basicamente relacionados à dificuldade de separação entre preços e quantidades, o que inviabiliza a construção de séries de tempo). Trabalhou-se, nesses casos, com os valores utilizados por Dervis *et al.* (1982).¹⁸

No lado da demanda, há dois parâmetros para cada setor de atividade, $a(i)$ e $cm(i)$. Tendo como base a função de demanda de cada indivíduo e a sua renda, além do consumo agregado, para dados valores de $cm(i)$ determina-se o valor de todos os $a(i)$ - com o somatório deles sendo igual a um. Resta então a escolha dos valores de $cm(i)$, impossível de serem obtidos apenas com base nos valores de equilíbrio da economia. Não sendo usual a estimação direta de parâmetros de funções de utilidade, trabalha-se normalmente com procedimentos indiretos, baseados principalmente em estimativas de elasticidades-preço da demanda. Shoven e Whalley (1992) resumiam várias dessas estimativas obtidas na literatura, para diversos setores de atividade. Assim, calibraram-se os parâmetros $cm(i)$ de modo a ajustar as elasticidades-preço (não compensadas e agregadas) do modelo a valores similares às médias apresentadas pelos autores acima citados.

Os parâmetros restantes são os do setor externo. No lado das importações, há três para cada setor: $g(i)$ - o parâmetro de escala do bem composto -, $de(i)$ - o coeficiente do produto importado na definição do bem composto -, e $esbc(i)$ - a elasticidade de substituição entre o produto doméstico e o importado. Dado $esbc(i)$, pode-se determinar $de(i)$ pela equação que

18 A desagregação desses setores é, no entanto, diferente da utilizada aqui, sendo a única correspondência exata a do setor de construção. Para fazer a adaptação, procedeu-se da seguinte forma: o valor por eles dado para o setor de serviços foi incorporado nos três setores compostos por serviços do modelo, quais sejam, instituições financeiras, comércio-transporte-comunicações e "outros serviços." O outro, de utilidades públicas e administração pública, teve seu valor determinado por uma média entre o valor da elasticidade dos serviços e da infra-estrutura no estudo de referência, ponderado pela participação de cada um no setor agregado utilizado.

define o nível das importações do setor. Em seguida, pela definição da proporção do consumo de cada setor que é produzido internamente, obtém-se $g(i)$. Permanecem em aberto, portanto, apenas os valores das elasticidades de substituição. Tais valores indicam em que medida os produtos local e importado são realmente substitutos, com elasticidades maiores denotando, obviamente, uma maior homogeneidade. Nesse sentido, a agropecuária, por exemplo, tende a possuir uma elasticidade maior que a dos outros setores, pelo fato dos seus produtos (em geral) se diferenciarem menos que os demais em relação à origem. Os valores utilizados são uma média daqueles obtidos em Dervis *et al.* (1982).

Em relação às exportações, há apenas dois parâmetros (em cada setor de atividade): o de escala, $ee(i)$, e a elasticidade-preço, $epe(i)$. Tendo-se $epe(i)$, determina-se $ee(i)$ pela equação que define o nível das vendas externas de cada setor. Em relação às elasticidades, determinadas exogenamente, a mesma lógica das importações se aplica: quanto maior a homogeneidade do produto (e quanto menor a participação do país no mercado mundial), maior ela será. Aqui também trabalhou-se com os valores médios utilizados em Dervis *et al.* (1982), com exceção dos referentes aos setores agropecuário e extrativo, onde foram utilizados valores ligeiramente superiores por acreditar que os autores tenham escolhido níveis relativamente baixos, dado o grau mais acentuado de homogeneidade dos produtos desses setores.

III Resultados

Nesta seção são apresentados e analisados os resultados do experimento proposto, obtidos segundo o modelo apresentado na seção anterior. Na situação inicial, a alíquota de impostos indiretos incidente sobre o produto do setor agropecuário é de cerca de 7% se produzido no País (ts) e de aproximadamente 4,7% se importado (t_{sm}). Outros três cenários foram gerados para a análise:¹⁹

19 A partir da situação original, reduziu-se progressivamente ts em 2,5 pontos percentuais até chegar a 2%, e então supôs-se ts igual a zero. Em relação à alíquota t_{sm} , as reduções foram obtidas de modo proporcional às feitas em ts . Procedendo assim, no cenário 1 as alíquotas correspondem a cerca de 61% das originais e no cenário 2 correspondem a aproximadamente 29%.

Tabela 2
Cenários do Experimento 1

Impostos	Situação Inicial	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3
<i>ts</i>	7%	4,5%	2%	0%
<i>tsm</i>	4,7%	3%	1,3%	0%

Tabela 3
Efeitos Sobre os Preços (PBC) e o Consumo Agregado Final (CA)
de Cada Setor Decorrentes da Eliminação das Alíquotas
de Impostos Indiretos Incidentes na Agropecuária

Setores	PBC Inicial	PBC Final	Var. Preço	CA Inicial	CA Final	Var. Consumo
AGR	1.071	1.003	-6.349%	72.535	74.883	3.237%
EXT	1.33	1.331	0.075%	3.42	3.416	-0.117%
IT	1.214	1.215	0.082%	387.336	387.03	-0.079%
CC	1.01	1.011	0.099%	214.696	214.413	-0.132%
CTC	1.021	1.021	0.000%	200.425	200.221	-0.102%
SF	1.091	1.091	0.000%	416.732	416.191	-0.130%
UAP	1.01	1.01	0.000%	339.325	339.056	-0.079%
OS	1.021	1.021	0.000%	341.075	340.658	-0.122%
Índice de Quantidade de Laspeyres:				0.017%		
Índice de Quantidade de Paasche:				0.009%		

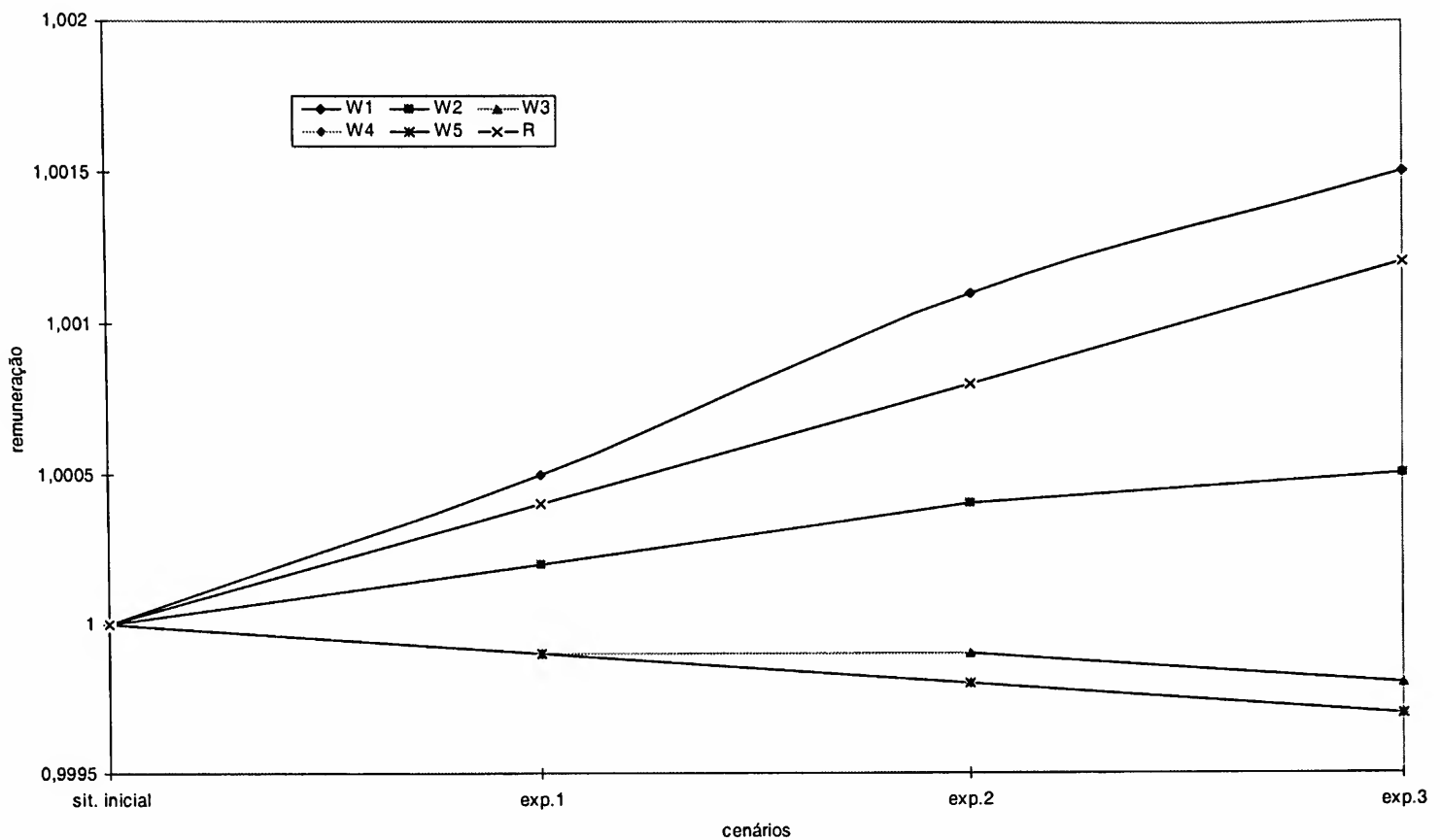
Como comentado na Introdução, a expectativa em experimentos como esse é a de que ocorra uma melhoria para os indivíduos mais pobres da economia, pois esses passariam a ter acesso mais barato aos bens de primeira necessidade. Antes limitados a quase apenas o nível de subsistência, após a redução das alíquotas, caso os preços finais realmente se reduzam, eles teriam maiores possibilidades para escolher entre o consumo de outros bens e serviços. Isso reflete o fato de que grande parte da renda desses indivíduos é alocada em bens de primeira necessidade. Se o preço desses se reduz, o efeito-renda conseqüente é mais forte que o efeito correspondente em qualquer outro preço da economia. Por outro lado, para as faixas de renda mais alta esse efeito é substancialmente menos significativo, uma vez que a proporção dos seus gastos naqueles bens é muito inferior. A Tabela 3 mostra quais são os efeitos sobre os preços (e as quantidades vendidas) de cada setor, comparando-se a situação original e o cenário 3, com alíquotas iguais a zero.

Observa-se que, de fato, ocorre significativa queda no preço do setor agropecuário, com pequena elevação nos preços de outros três setores. Esse último fato justifica-se basicamente por mudança nos custos gerados por alterações nos preços dos fatores, analisadas abaixo. Por outro lado, nota-se também um deslocamento de demanda dos outros setores para a agropecuária, decorrente da queda significativa em seu preço. Esse último efeito é claramente visível na última coluna da Tabela 3, que mostra uma pequena redução no consumo de todos os outros bens/serviços que não a agropecuária, onde se verifica um significativo aumento de mais de 3%.

Sabe-se, contudo, que com a maior produção mais fatores seriam demandados na agropecuária. Nesse sentido, é necessário verificar a utilização de fatores nessa atividade. Segundo a SAM, cerca de 45% do total produzido no setor deve-se a valor agregado pelo capital (K), enquanto menos de 10% refere-se à utilização do trabalho (o restante diz respeito ao consumo intermediário).²⁰ Em termos de valor agregado, o trabalho contribui com aproximadamente 19% do total, sendo o capital o responsável pelo restante. Entre as categorias de trabalho, as mais demandadas na agropecuária são aquelas com menor qualificação (L1 e L2), especialmente em termos relativos ao estoque dessas categorias na economia: o setor primário utiliza no equilíbrio original aproximadamente 13,5% do total de L1 e 5,2% do estoque de L2. Do total de capital, cerca de 9,5% é originalmente alocado na agropecuária. Sendo assim, ao se reduzir as alíquotas e gerar uma produção maior no setor, esses fatores tornam-se mais demandados, tendo, por isso, seus preços elevados (ver Gráfico 1). Esse fato complementa a justificativa da mudança de preços apresentada na Tabela 3, uma vez que os custos dos setores relativamente intensivos em trabalho com baixa qualificação e em capital se elevam.

20 Vale lembrar que, na adaptação dos dados ao modelo, todo o valor agregado de um determinado setor que não correspondia a trabalho foi denominado como renda do capital. Esse, portanto, refere-se a um item residual (“excedente operacional bruto”, segundo a nomenclatura do IBGE), que abrange, na realidade, não apenas os rendimentos de capital propriamente dito, mas também os de outros fatores, como a terra. É isso que justifica, no caso do setor agropecuário, a grande parcela do valor agregado referente ao capital, uma vez que ela incorpora também a renda da terra.

Gráfico 1
Remuneração dos Fatores com Distintas t_s e $t_{sm}(\text{agr.})$



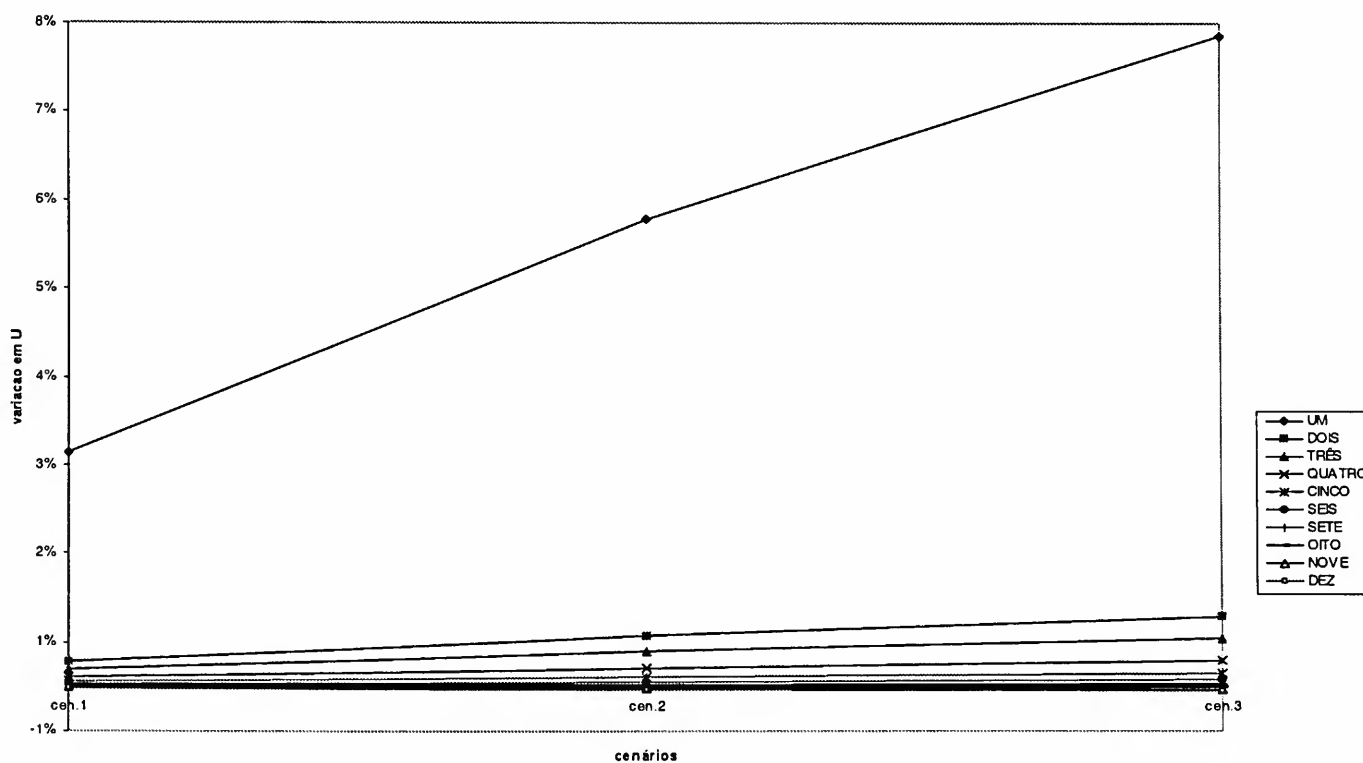
Além disso, tem-se que os principais detentores de L1, L2 e K são, *ceteris paribus*, beneficiados, em conseqüência do aumento da remuneração desses fatores na economia. Em termos relativos às suas dotações, aqueles que detêm proporções maiores de L1 e L2 são aqueles indivíduos com renda mais baixa, enquanto os principais detentores de capital são aqueles com maior renda na economia. Portanto, **por esse motivo** de maior produção e demanda por fatores do setor agropecuário, acarretado por alíquotas de impostos indiretos inferiores, os maiores beneficiados seriam os indivíduos situados nos extremos da pirâmide social.

Como, no entanto, há dois efeitos ocorrendo simultaneamente (sobre os preços dos bens e sobre o rendimento dos fatores), requer-se uma outra medida para verificar, em termos líquidos, o impacto para os indivíduos de cada faixa de renda. Observando os efeitos nos níveis de bem-estar de cada indivíduo representativo na situação original e nos três cenários propostos, tem-se os resultados apresentados na Tabela 4 (ver também o Gráfico 2).

Tabela 4
Efeitos Sobre o Bem-Estar dos Indivíduos das Alterações nas
Alíquotas de Impostos Indiretos Sobre a Agropecuária

% U	(Em Relação à Situação Inicial)		
Um	2.638%	5.276%	7.360%
Dois	0.280%	0.560%	0.780%
Três	0.195%	0.389%	0.541%
Quatro	0.107%	0.213%	0.295%
Cinco	0.056%	0.109%	0.150%
Seis	0.027%	0.053%	0.073%
Sete	0.012%	0.022%	0.030%
Oito	-0.002%	-0.004%	-0.007%
Nove	-0.011%	-0.022%	-0.032%
Dez	-0.020%	-0.040%	-0.057%
<i>Ts(Agr)</i>	7% → 4.5%	7% → 2%	7% → 0%
<i>tsm(agr)</i>	4.7% → 3%	4.7% → 1.3%	4.7% → 0%

Gráfico 2
Alteração de Bem-Estar Quando se Alteram as Alíquotas da Agropecuária



Verifica-se, portanto, que os principais beneficiados são realmente aqueles de mais baixa renda, como resultado dos dois efeitos destacados acima. A rigor, apenas os 30% de mais alta renda perdem com as mudanças. Por outro lado, nota-se que a magnitude do benefício gerado aos 10% mais pobres é bastante superior ao dos demais grupos de renda. Esse resultado pode ser verificado também via índices de consumo (Tabela 5).

Tabela 5
Variação no Consumo de Cada Indivíduo Representativo Segundo o Índice de Laspeyres, Comparando-se a Situação Original com o Cenário 3, Onde $ts(agr) = tsm(agr) = 0$

Um	Dois	Três	Quatro	Cinco	Seis	Sete	Oito	Nove	Dez
1,309%	0,497%	0,382%	0,233%	0,131%	0,069%	0,031%	-0,003%	-0,027%	-0,052%

Tais resultados, ao indicar como os principais beneficiários da mudança tributária proposta as parcelas de mais baixa renda da população, sugerem que o efeito sobre os preços talvez tenha sido substancialmente mais significativo que o efeito sobre os rendimentos dos fatores. Para se obter uma melhor avaliação dessa possibilidade, é útil observar-se o impacto sobre a participação relativa de cada faixa de renda na renda nacional, apresentado na Tabela 6.

Tabela 6
Efeitos Sobre a Participação na Renda Nacional de Cada Grupo de Renda das Alterações nas Alíquotas do Setor Agropecuário*

% YN	Sit. Inicial	Exp. 1	Exp. 2	Exp. 3
$ts(agr)$	7.00%	4.50%	2.00%	0.00%
$tsm(agr)$	4.72%	3.03%	1.35%	0.00%
Um	0.8 %	-0.013%	-0.037%	-0.050%
Dois	1.8 %	-0.017%	-0.033%	-0.050%
Três	2.2 %	-0.018%	-0.032%	-0.045%
Quatro	3 %	-0.020%	-0.040%	-0.053%
Cinco	4.1 %	-0.020%	-0.039%	-0.054%
Seis	5.5 %	-0.016%	-0.031%	-0.045%
Sete	7.3 %	-0.011%	-0.021%	-0.029%
Oito	10.7 %	-0.005%	-0.008%	-0.012%
Nove	16.3 %	0.001%	0.001%	0.002%
Dez	48.3 %	0.009%	0.017%	0.024%
Coef. Gini	0.5858	0.58584	0.58588	0.58591

* Os valores das três últimas colunas referem-se a $(PE/PI - 1)$, onde PE é a participação do grupo na renda nacional após o experimento e PI é a sua participação original, apresentada na segunda coluna da tabela.

Percebe-se, pela tabela, que a participação na renda nacional de quase todos os grupos decresce, em favor dos 20% mais ricos, gerando, com isso, uma **maior** concentração de renda, notada também pelo acréscimo no índice de Gini. Isso se deve fundamentalmente ao

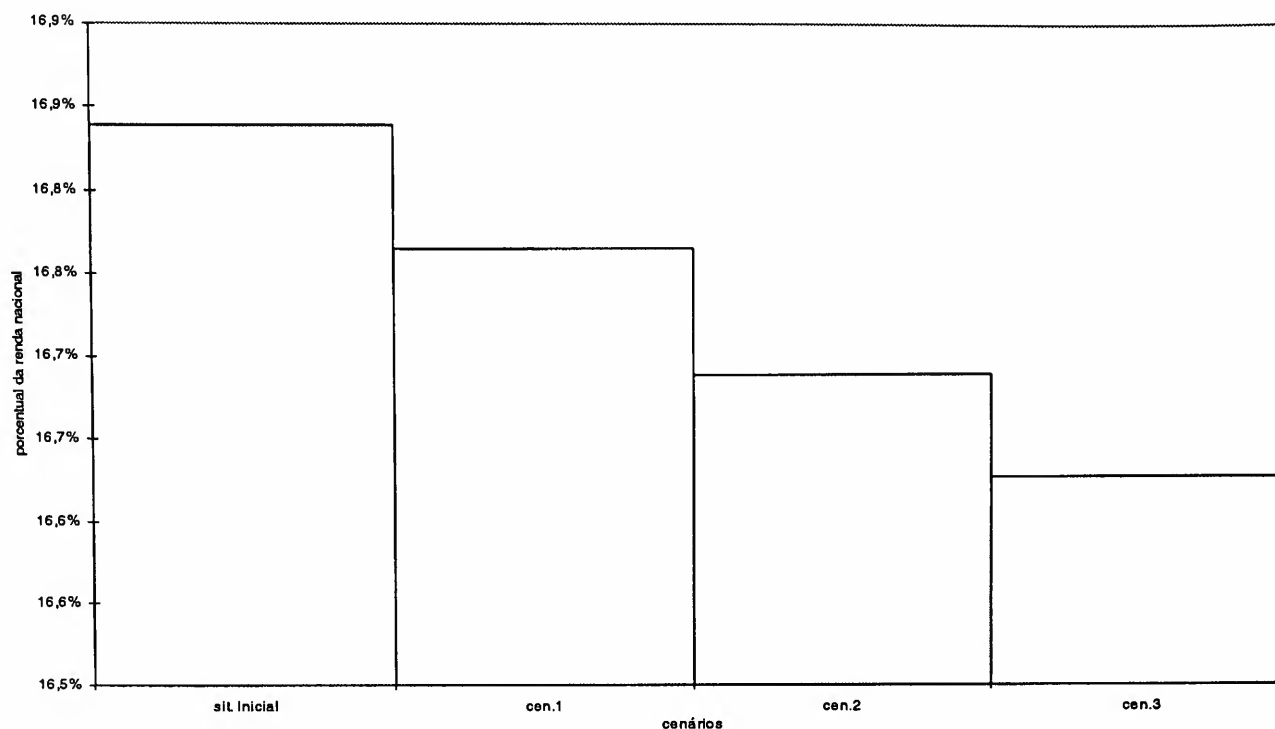
aumento da remuneração do capital/renda da terra decorrente do estímulo à agropecuária. Entretanto, como visto acima, foram exatamente os grupos mais ricos aqueles mais prejudicados. Como explicar essa aparente contradição? A questão fundamental é que o efeito sobre a remuneração dos fatores é, neste caso, relativamente menos importante que a alteração sobre os preços dos bens e serviços da economia: é o efeito da redução do preço do setor primário que explica o grande benefício incorporado pelos 10% da população de mais baixa renda - e que afeta também as faixas intermediárias de renda, embora em escala inferior. Por outro lado, com o aumento dos preços nos outros setores (Tabela 3), aqueles que mais consomem esses produtos/serviços são prejudicados. Isso é precisamente o que ocorre com os indivíduos de mais alta renda.

Assim, uma vez que nem todos estão em situação melhor (ou pior) que a inicial, seria necessária uma análise de caráter normativo para a avaliação da proposta. De qualquer forma, se há, de fato, uma preocupação maior com aqueles indivíduos menos favorecidos economicamente, como tipicamente sugerido por “*policy-makers*” brasileiros, então mudanças nesse sentido poderiam ser consideradas como benéficas para a sociedade. Nota-se que em termos de consumo agregado também há indicativos de melhoria, uma vez que os índices de quantidades acusam um crescimento (ver Tabela 3), sugerindo uma redução na ineficiência da economia quando os impostos indiretos sobre o setor agropecuário são reduzidos.

No que diz respeito ao setor externo, todas as alterações foram no sentido de menores transações com o exterior, mas elas são, em sua quase totalidade, muito pouco significativas. Mesmo com alíquotas zero (cenário 3), as variações são, em geral, bastante inferiores a 1%. A única exceção são as importações do setor agropecuário, que caíram em quase 6% do valor inicial, em função de uma redução do preço do produto doméstico relativamente ao importado (uma vez que esse último é, no equilíbrio inicial, menos tributado que o primeiro).

Um último ponto que merece ser analisado é o efeito da mudança sobre a arrecadação do governo. Embora no modelo utilizado essa variável não tenha grande importância - uma vez que é devolvida integralmente aos indivíduos -, sabe-se que essa é apenas uma simplificação utilizada com o objetivo de limitar o foco da análise. Em termos práticos, para efeito de elaboração de políticas, o conhecimento do efeito sobre a arrecadação de qualquer mudança tributária é, naturalmente, de extrema importância para a sua viabilização (ou não). O que se percebe aqui é uma queda não trivial no total arrecadado em impostos indiretos, quando se tem como base a renda nacional. Tal proporção reduz-se de 16,84% no equilíbrio original para 16,63% no final (ver Gráfico 3). Portanto, apesar do efeito benéfico da mudança para grande parte da população, essa redução superior a 0,2% da renda nacional na arrecadação é um fator que reduz, em certa medida, a sua viabilidade prática.

Gráfico 3
Arrecadação Tributária com Níveis Distintos de ts e t_{sm} ($agr.$)



IV Análise de sensibilidade

Embora a maioria dos parâmetros do modelo tenha sido calibrada pelos dados da economia brasileira, não foi possível, como visto na seção II, obtê-los todos segundo esse procedimento, tendo alguns sido escolhidos segundo estimativas da literatura. Certamente, alguns resultados podem ser sensíveis a essas escolhas.

Neste experimento com o setor agropecuário, verificou-se que a questão mais importante refere-se ao efeito sobre o seu preço, extremamente relevante para os indivíduos de mais baixa renda. Esse fato relaciona-se diretamente com a exigência de consumo mínimo dos produtos gerados pelo setor agropecuário: quanto maior for esse valor, mais significativos serão os efeitos das reduções das alíquotas daquele setor sobre a população mais carente. O parâmetro de consumo mínimo (cm) teve o seu valor determinado indiretamente, segundo as estimativas da elasticidade-preço (não compensada) da demanda existentes para o setor. Originalmente, com a elasticidade (agregada) tendo o valor de 0,49, o $cm(agr)$ era igual a 3,8. Utilizaram-se, alternativamente, valores que gerassem elasticidades significativamente inferiores e superiores - embora evitando-se valores demasiadamente extremos (em relação às estimativas econométricas existentes). Trabalhou-se, portanto, com duas outras possibilidades: $cm(agr)$ igual a 4,5 e a 1,5. No primeiro caso, a elasticidade-preço do produto agropecuário na economia cai para 0,44; no segundo, sobe para 0,7

a) $cm(agr) = 4,5$

Nesse caso, o que mais se destaca nos resultados é a similaridade com o caso original, em vários aspectos. As modificações nos rendimentos dos fatores têm exatamente a mesma direção, com magnitudes de variação extremamente próximas (diferenças pequenas ocorrem apenas na ordem da quarta casa decimal). Comparando-se os cenários original e o último, com alíquotas zero, percebe-se também grande convergência nos resultados em termos de variação de preços, consumo e transações com o exterior em quase todos os setores.

Apenas no próprio setor agropecuário são notadas alterações de alguma forma significativas: o seu preço cai um pouco mais (6,43%, e não 6,35%, como antes), o consumo aumenta menos (2,95%, ante 3,24%) e as importações caem mais (6,13%, contra 5,9% da análise original). Essas diferenças justificam-se pelo fato de que, com o parâmetro cm superior, a demanda pelos produtos agropecuários torna-se maior e mais rígida. Com a curva de demanda mais verticalizada que antes, o deslocamento da curva de oferta para baixo, em função da redução dos impostos, gera uma queda superior no preço e um aumento inferior no consumo daqueles bens. Por outro lado, essa queda mais acentuada dos preços leva a uma maior substituição entre o produto importado e o doméstico, em favor do último, dado que o preço do importado não cai tanto, pelo fato de arcar com menor carga tributária (excluindo-se as tarifas de importação) no equilíbrio inicial. A Tabela 7 apresenta as variações nessas e em outras variáveis, selecionadas entre as que mais se alteraram quando foram utilizados valores distintos para o parâmetro $cm(agr)$, comparando-se os cenários inicial e o último; o Gráfico 4 mostra as alterações no impacto sobre a distribuição de renda.

Tabela 7

Alterações Entre a Situação Inicial e o Cenário 3, Segundo Valores Distintos de $cm(agr)$, para Variáveis Selecionadas (em %)

Variáveis que mais se Alteraram em Termos Porcentuais:	$cm(agr) = 1.5$	$cm(agr) = 3.8$ (valor original)	$cm(agr) = 4,5$
PBC(agr)	- 6.35	6.35	6.43
CA(agr)	4.76	3.24	2.95
M(agr)	- 4.39	5.9	6.13
T/YN	- 0.15	0.21	0.23
IL (consumo agregado)	0.012	0.017	0.017
IP (consumo agregado)	0.004	0.009	0.009

Portanto, nota-se que uma necessidade superior de produtos agropecuários para fins de subsistência implica benefícios mais significativos para as camadas menos favorecidas da economia, especialmente para aqueles indivíduos vivendo próximos ao nível de subsistência.

b) $cm(agr) = 1,5$

Aqui temos a situação inversa, com a exigência mínima de consumo do setor agropecuário inferior e com uma elasticidade-preço superior à do caso padrão, indicando uma maior flexibilidade de consumo para os indivíduos (particularmente para aqueles mais próximos do nível de subsistência. Neste caso, para algumas variáveis a situação difere de uma forma um pouco mais acentuada em relação aos resultados encontrados com o parâmetro original.

No que tange aos rendimentos dos fatores, W1 e R são ainda os que mais sobem, mas os efeitos sobre eles são distintos: W1 aumenta de 30% a 40% menos do que antes, enquanto R começa também crescendo menos do que antes, mas tem forte estímulo no último cenário, quando as alíquotas são eliminadas, obtendo um incremento de 0,2% (no experimento original ela era de pouco mais que 0,1%). A alteração no rendimento dos outros fatores também se diferencia da análise original, mas em proporções menores. A Tabela 8 compara as alterações nos preços dos fatores de produção segundo os valores de $cm(agr)$, tomando como base o cenário 3.

Tabela 8
Alterações nos Rendimentos dos Fatores Comparando-se a Situação Inicial e o Cenário 3, Segundo Diferentes Valores de $cm(agr)$

Remuneração dos Fatores:	$cm(agr) = 1.5$	$cm(agr) = 3.8$ (valor original)	$cm(agr) = 4.5$
W1	0,09%	0,15%	0,14%
W2	-0,05%	0,05%	0,05%
W3	-0,05%	-0,02%	-0,01%
W4	0,00%	-0,03%	-0,03%
W5	-0,02%	-0,03%	-0,04%
R	0,20%	0,12%	0,12%

Os efeitos sobre preços, consumo, exportações e importações dos outros setores permanecem relativamente pequenos, com alterações sempre inferiores a 1%. No caso da agropecuária, a Tabela 7 mostra que o resultado sobre preços praticamente não se alterou,

embora o consumo tenha se elevado mais: comparando-se os cenários extremos (alíquotas originais e alíquotas zero), ele aumenta 3,24% quando $cm(agr) = 3,8$, mas 4,76% com $cm(agr) = 1,5$, refletindo a maior elasticidade-preço no último caso. As suas importações também caem (em cerca de 25%) menos do que antes, uma vez que a diferença entre os preços doméstico e de importação reduz-se em proporção inferior.

A concentração de renda nesse caso também se eleva, de modo similar ao verificado originalmente nos dois primeiros cenários, mas de forma mais significativa no último, em função do aumento superior da remuneração do capital (Gráfico 4). Por sua vez, o consumo agregado, avaliado pelos índices de quantidade, aumenta em proporções inferiores, indicando menores ganhos de eficiência com a redução das alíquotas: comparando-se os cenários extremos, o de Laspeyres acusa aumento de 0,012% (ante 0,017% anteriores) e o de Paasche de 0,004% (0,009% no experimento original). Por outro lado, a arrecadação tributária, na proporção com a renda nacional, cai apenas 0,15% (e não mais 0,21%).

Observando-se os índices de bem-estar de cada faixa de renda, nota-se que a redução das alíquotas dos impostos do setor agropecuário tornar-se-ia muito menos defensável (ver Gráfico 5): o grupo mais favorecido (os de menor renda) tem seus benefícios significativamente reduzidos, enquanto que entre as outras faixas antes beneficiadas algumas continuam ganhando, mas de modo menos significativo, ao passo que outras são efetivamente prejudicadas.

Depreende-se da análise de sensibilidade, portanto, que a magnitude dos resultados depende significativamente do valor do parâmetro referente ao nível mínimo de consumo dos produtos desse setor. Quanto mais alto ele for, mais justificada seria tal medida, do ponto de vista social (supondo um maior interesse da sociedade, ou do governo, em relação a esse grupo da população). Por outro lado, quanto menor ele for, menos justificativas existiriam. Uma vez que o valor desse parâmetro pode ser obtido indiretamente, pelo processo de calibragem do modelo, utilizando-se de estimativas das elasticidades-preço da demanda por produtos agropecuários, torna-se importante a obtenção de estimativas para essa elasticidade na economia brasileira, o que possibilitaria uma avaliação mais precisa da proposta em questão.

V Considerações finais

O propósito deste artigo foi utilizar um modelo de equilíbrio geral computável, adaptado à economia brasileira, para a avaliação dos efeitos decorrentes de possíveis reduções nas alíquotas dos impostos indiretos incidentes sobre os produtos agropecuários. Os resultados, detalhadamente analisados na duas seções anteriores, são sumariados abaixo.

As simulações indicam que, embora reduções dos impostos indiretos incidentes sobre os produtos agropecuário tendam a distribuir renda em favor dos grupos de mais altas rendas, uma vez que esses receberiam maiores “*rents*” pelo uso da terra, tais grupos seriam, na realidade, os mais prejudicados, em função da mudança de preços relativos que a medida acarretaria. Em função desses últimos, por outro lado, o restante da sociedade tenderia a se beneficiar, em particular os 10% mais pobres, que teriam suas possibilidades de consumo ampliadas pela redução dos preços dos produtos agropecuários. Assim, medidas nesse sentido podem ser entendidas como tão mais aconselháveis quanto maior for a aversão à desigualdade dos *policy-makers* brasileiros. Nota-se, contudo, que a arrecadação tenderia a cair em montante não desprezível: cerca de 0,2% da renda nacional, no caso onde se eliminam todos os impostos indiretos sobre o referido setor. Tal fator certamente constitui uma restrição à adoção da política aqui analisada.

Observa-se, ademais, que há uma alta correlação entre os resultados e a escolha do parâmetro que define o nível de consumo mínimo dos produtos agropecuários necessário a cada indivíduo. Quanto maior ele for, mais reforçadas seriam as tendências acima comentadas; quanto menor ele seja, menos elas se manifestariam. Assim, embora as conclusões qualitativas não se alterem significativamente, as magnitudes dos resultados são diretamente relacionadas à qualidade das estimativas econométricas existentes para as elasticidades que definem, indiretamente, o valor daqueles parâmetros.

É importante ressaltar que não constitui objetivo deste artigo a obtenção de respostas absolutamente definitivas sobre a questão proposta. Procura-se, no entanto, enriquecer um debate usualmente apresentado apenas de modo informal, baseado muitas vezes em modelos questionáveis de equilíbrio parcial. Como análises de tributação, como a aqui estudada, dependem crucialmente de efeitos indiretos, não captáveis em abordagens típicas de equilíbrio parcial, um modelo de equilíbrio geral como o aqui utilizado possui a vantagem de iluminar efeitos que, embora muitas vezes ignorados, são fundamentais para a questão em estudo.

Finalmente, é importante ressaltar que análises de propostas como a abordada neste artigo mostram-se especialmente relevantes em momentos como o atual, quando o País, uma vez mais, vislumbra a possibilidade de uma reforma tributária, reabrindo-se as oportunidades para que, entre outras coisas, se amenize a sua acentuada desigualdade social.

Referências bibliográficas

- Armington, P. A theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers* v.16, p. 159-78, 1969.
- Atkinson, A. B., Stiglitz, J. E. *Lectures on public economics*. Maidenhead: McGraw Hill, 1980.
- Bergman, L. The development of computable general equilibrium modeling. *In: Bergman, L., Jorgensen, D. W., Zalai E. (orgs.), General modeling and economic policy analysis*. Massachusetts: Basil Blackwell, 1990.
- Dervis, K., De Melo J., Robinson, S. *General equilibrium models for development policy*. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- Dixon, P.; Parmenter, B. Computable general equilibrium modelling for policy analysis and forecasting. *In: Amman, H. et al. (orgs.), Handbook of computational economics*, v. I. Amsterdam: North Holland, 1996.
- Gunning, J.; Keyzer, M. Applied general equilibrium models for policy analysis. *In: Behrman, J.; Srinivasan, T. (orgs.), Handbook of development economics*, v. III. Amsterdam: North Holland, 1995.
- Henderson, Y. K. Applications of general equilibrium models to the 1986 Tax Reform Act in the United States. *In: Don, H. et al. (eds.), Applied general equilibrium modelling*, Norwell, Mass. e Dordrecht: Kluwer Academic, 1991.
- IBGE. *Anuário Estatístico do Brasil*. IBGE, 1995.
- De Melo, J., Robinson, S. Product differentiation and the treatment of foreign trade in computable general equilibrium models of small economies. *Journal of International Economics*, 27, 1989.
- Ornelas, Emanuel. *Um modelo de equilíbrio geral computável adaptado à economia brasileira*. PUC-Rio, 1997 Mimeografado.
- Romer, D. *Advanced macroeconomics*. New York: Mc Graw-Hill, 1996.
- Shoven, J.; Whalley, J. Applied general-equilibrium models of taxation and international trade: an introduction and survey. *Journal of Economic Literature*, v. XXII, 1984.
- _____ *Applying general equilibrium*. New York: Cambridge University Press, 1992.
- Siqueira, R. B. Optimal taxes for Brazil: combining equity and efficiency. *In: Anais do XVII Encontro Brasileiro de Econometria*, v. 2, Salvador: Sociedade Brasileira de Econometria, 1995.

ANEXO II: Valores dos Parâmetros Após a Calibragem do Modelo e a Matriz de Contabilidade Social (SAM)

PARÂMETROS:

SETORES	ES	CM	A	B	PHI	G	DE	ESBC	EE
AGROP	0,6	3,8	0,019	0,079	2,721	1,600	0,3031	4	5,81
EXTR	0,8	0	0,002	0,254	4,264	1,000	0,0000	0,67	13,96
I TRANSF	0,8	3	0,219	0,294	5,706	1,183	0,0085	0,5	137,38
C CIVIL	0,35	0	0,110	0,144	3,781	1,000	0,0000	0	0
CM-TR-CMN	0,45	0,5	0,101	0,818	3,394	1,027	0,0002	0,5	21,37
I FINANC	0,45	2	0,219	0,148	2,101	1,002	0,000001	0,5	0,18
I-S-UT-P/A-P	0,75	2	0,163	0,945	3,050	1,001	0,0000003	0,5	0,96
OUTROS SV	0,45	1,5	0,168	0,284	2,720	1,037	0,0003	0,5	5,27

PARÂMETROS:

SETORES	EPE	TS	TW	TR	TE	TM	TSM	TCSF	PW
AGROP	8	0,07	0,06	-0,01	0	0,07	0,05	0,00	1
EXTR	6	0,33	0,18	0,03	0	0	0,00	0,00	1
I TRANSF	4	0,21	0,16	-0,05	0	0,09	0,17	0,00	1
C CIVIL	0	0,01	0,1	0,03	0	0	0,00	0,00	1
CM-TR-CMN	3	0,02	0,12	-0,01	0	0,01	0,06	0,00	1
I FINANC	3	0,09	0,19	0,04	0	0	0,72	0,00	1
I-S-UT-P/A-P	3	0,01	0,13	0,27	0	0,04	0,11	0,35	1
OUTROS SV	3	0,02	0,1	0,02	0	0	0,06	0,00	1

PARÂMETROS AA:

SETORES	AGROP	EXTR	I TRNSF	C CIVIL	C-T-CM	I FIN	ISUP/AP	O SV
AGROP	0,148	0,003	0,086	0,000	0,000	0,000	0,008	0,008
EXTR	0,004	0,147	0,028	0,107	0,000	0,000	0,002	0,002
I TRANSF	0,190	0,190	0,376	0,181	0,180	0,006	0,068	0,102
C CIVIL	0,000	0,003	0,001	0,039	0,003	0,000	0,007	0,018
CM-TR-CMN	0,049	0,064	0,061	0,061	0,068	0,016	0,043	0,044
I FINANC	0,003	0,009	0,004	0,002	0,010	0,017	0,015	0,002
I-S-UT-P/A-P	0,011	0,053	0,028	0,004	0,021	0,007	0,066	0,018
OUTROS SV	0,014	0,049	0,016	0,018	0,070	0,048	0,106	0,026

PARÂMETROS AAM:

SETORES	AGROP	EXTR	I TRNSF	C CIVIL	C-T-CM	I FIN	ISUP/AP	O SV
AGROP	0,002	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
EXTR	0,000	0,003	0,017	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000
I TRANSF	0,006	0,008	0,034	0,007	0,015	0,000	0,006	0,005
C CIVIL	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
CM-TR-CMN	0,000	0,002	0,001	0,000	0,024	0,000	0,000	0,000
I FINANC	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
I-S-UT-P/A-P	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,012	0,000
OUTROS SV	0,001	0,003	0,001	0,001	0,003	0,002	0,005	0,001

PARÂMETROS PQL:					
SETORES	QL1	QL2	QL3	QL4	QL5
AGROP	0,345	0,372	0,081	0,103	0,099
EXTR	0,090	0,291	0,258	0,154	0,207
I TRANSF	0,084	0,357	0,205	0,197	0,156
C CIVIL	0,247	0,345	0,122	0,127	0,159
CM-TR-CMN	0,051	0,295	0,288	0,267	0,099
I FINANC	0,004	0,020	0,134	0,523	0,320
I-S-UT-P/A-P	0,055	0,111	0,151	0,319	0,365
OUTROS SV	0,080	0,204	0,154	0,221	0,341

QUANTIDADE DE CADA CATEGORIA DE TRABALHO UTILIZADA EM CADA SETOR:						
SETORES	L1	L2	L3	L4	L5	L
AGROP	7,410	7,981	1,747	2,208	2,114	21,460
EXTR	0,974	3,158	2,794	1,675	2,248	10,850
I TRANSF	9,854	41,691	23,957	23,023	18,225	116,750
C CIVIL	9,539	13,350	4,700	4,905	6,157	38,650
CM-TR-CMN	6,975	40,254	39,312	36,500	13,459	136,500
I FINANC	0,427	2,181	14,664	57,310	35,017	109,600
I-S-UT-P/A-P	9,177	18,725	25,393	53,666	61,429	168,390
OUTROS SV	10,509	26,745	20,167	28,960	44,658	131,040
TOTAL	54,866	154,086	132,734	208,247	183,307	733,240

DISTRIBUICAO SETORIAL, EM VALORES ADICIONADOS, DE CADA CATEGORIA DE TRABALHO:						
SETORES	L1	L2	L3	L4	L5	L
AGROP	13,51%	5,18%	1,32%	1,06%	1,15%	2,93%
EXTR	1,78%	2,05%	2,10%	0,80%	1,23%	1,48%
I TRANSF	17,96%	27,06%	18,05%	11,06%	9,94%	15,92%
C CIVIL	17,39%	8,66%	3,54%	2,36%	3,36%	5,27%
CM-TR-CMN	12,71%	26,12%	29,62%	17,53%	7,34%	18,62%
I FINANC	0,78%	1,42%	11,05%	27,52%	19,10%	14,95%
I-S-UT-P/A-P	16,73%	12,15%	19,13%	25,77%	33,51%	22,97%
OUTROS SV	19,15%	17,36%	15,19%	13,91%	24,36%	17,87%
TOTAL	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

PARTICIPACAO, EM VALORES ADICIONADOS, DE CADA CATEGORIA DE TRABALHO EM CADA SETOR:						
SETORES	L1	L2	L3	L4	L5	L
AGROP	34,53%	37,19%	8,14%	10,29%	9,85%	100%
EXTR	8,98%	29,11%	25,75%	15,44%	20,72%	100%
I TRANSF	8,44%	35,71%	20,52%	19,72%	15,61%	100%
C CIVIL	24,68%	34,54%	12,16%	12,69%	15,93%	100%
CM-TR-CMN	5,11%	29,49%	28,80%	26,74%	9,86%	100%
I FINANC	0,39%	1,99%	13,38%	52,29%	31,95%	100%
I-S-UT-P/A-P	5,45%	11,12%	15,08%	31,87%	36,48%	100%
OUTROS SV	8,02%	20,41%	15,39%	22,10%	34,08%	100%
TOTAL	7,48%	21,01%	18,10%	28,40%	25,00%	100%

Reeleição e política fiscal: um estudo dos efeitos da reeleição nos gastos públicos*

Fernando B. Meneguim[§]
Maurício S. Bugarin[□]

RESUMO

O objetivo deste artigo é promover um estudo que relacione a possibilidade de reeleição do governante com a situação do déficit público do governo. Para motivar o trabalho são apresentados alguns fatos estilizados referentes à política fiscal de estados brasileiros em ano eleitoral, sugerindo que o governante tende a gastar mais quando não espera ser reeleito e a ser mais contido quando espera sucesso na reeleição. Um estudo econométrico parece confirmar essa motivação dos titulares de cargos executivos. Desenvolve-se então um modelo de determinação do nível ótimo de gastos do governo, que tem na disciplina de mercado e na reeleição seus sustentáculos. Os resultados teóricos confirmam a intuição de que um governante com expectativa de ser reeleito apresenta comportamento fiscal mais responsável, sugerindo que o instituto da reeleição tem essa externalidade positiva sobre as contas públicas, resultado oposto àquele previsto pela teoria dos ciclos econômicos de origem política (*political business cycles*).

Palavras-chave: política fiscal, disciplina de mercado, reeleição, controle eleitoral.

ABSTRACT

The paper analyses the relationship between fiscal policy and reelection opportunities at the level of subnational governments. The article first considers fiscal and electoral data from Brazilian states, which suggest that, when an incumbent governor expects to be reelected, she chooses a more responsible fiscal policy. An econometric study confirms the above stylized facts. Finally, the article proposes a theoretic model of government's expenditure decision making in the presence of market discipline incentives. In opposition to the usual literature on political budget cycles, the model suggests that reelection and market discipline may be effective mechanisms to reduce government deficits in an election year, in order to avoid the negative effects on interest rates in the future.

Key words: fiscal policy, market discipline, reelection, electoral control.

JEL classification: D72, E62, H62.

* Os autores agradecem a Fábio Kanczuk, Francisco Cribari-Neto, Maria da Conceição Sampaio de Souza, Mirta Bugarin e a dois pareceristas anônimos por comentários e sugestões a versões anteriores deste trabalho. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

§ Mestre em Economia do Setor Público/UnB, Doutorando em Economia/UnB, Analista de Finanças e Controle Externo, Tribunal de Contas do DF, e-mail: fbmeneguim@hotmail.com

□ Ph.D. em Economia, Professor Adjunto, Departamento de Economia, Universidade de Brasília. e-mail: bugarin@unb.br

Recebido em maio de 2001. Aceito para publicação agosto de 2001.

1 Introdução

A impossibilidade de manutenção de um governante no poder por dois mandatos sucessivos foi uma das características mais estáveis do sistema político brasileiro. Essa regra foi mantida mesmo durante o período autoritário que sucedeu o golpe militar de 1964, tendo permanecido na Constituição promulgada em 1988. Na história do País, observaram-se apenas mudanças na duração dos mandatos, que variou de quatro a seis anos.

Contudo, o relativo sucesso do Plano Real no controle da inflação bem como as profundas mudanças estruturais na economia exigidas para sua manutenção fizeram surgir a idéia de que quatro anos é um período demasiadamente curto para a execução de um programa de governo consistente. Assim, em 4 de junho de 1997, por meio da Emenda Constitucional nº 16, foi aprovado o instituto da reeleição para Presidente da República, Governadores e Prefeitos.

Em 1998, foram realizadas as primeiras eleições para a Presidência e os Governos Estaduais sob a vigência dessa nova regra. Tal pleito confirmou não somente a reeleição do Presidente, como também foram mantidos no poder vários governadores que concorreram novamente. Em 2000, o instituto da reeleição foi aplicado pela primeira vez em eleições municipais. Constatou-se certa tendência de permanência dos prefeitos que disputavam o pleito. Tal constatação, aliada às experiências anteriores, reuniu um número razoável de lideranças políticas para discutir acerca da supressão da possibilidade de reeleição para os governantes. Um dos argumentos para essa nova alteração constitucional é a quase impossibilidade de se controlar o uso da “máquina governamental” em proveito daqueles que desejam continuar no poder, criando um viés favorável aos ocupantes de cargos públicos.¹ Além disso, argumenta-se que longos períodos de governo - como os favorecidos pela reeleição - tendem a impulsionar a corrupção, pois aumentam as chances de se formarem grupos destinados a se aproveitar de sua posição na administração pública para fins ilegítimos.²

Outro assunto constantemente discutido na atualidade é o descontrole fiscal das Unidades Federativas, que cria obstáculos à manutenção da estabilidade econômica. Essa preocupação ensejou a aprovação da Lei Complementar nº 101 (“Lei de Responsabilidade Fiscal”), de 4 de maio de 2000, impondo aos Entes da Federação (União, Estados, Distrito Federal e Municípios) uma ação planejada e transparente com vistas ao equilíbrio das contas públicas.

1 Esse fenômeno é conhecido em Teoria Política como “efeito titular” (*Incumbency Effect*), Zupan (1991).

2 Vide Fiorina (1996).

Esses dois temas - reeleição e controle do déficit público - são de suma importância no contexto nacional, com reflexos significativos na condução da política econômica. Apesar de haver uma potencial interação entre as duas questões, a literatura existente tende a tratá-los separadamente.

Em Werneck (1995), procura-se analisar as dificuldades, por parte da União, na elaboração da política fiscal. De fato, no federalismo brasileiro, um esforço no sentido de aumento da arrecadação do governo federal em geral implica maior repasse para os governos estaduais e municipais por meio das transferências constitucionais obrigatórias.³ Usando um modelo de determinação de gastos do governo estadual, Werneck mostra que o aumento das transferências federais aos estados pode ter como efeito o aumento de seus déficits. Desta maneira, um maior esforço de arrecadação no nível central visando promover um ajuste fiscal pode gerar um incentivo adverso de aumento de gastos nas esferas locais de governo, reduzindo, assim, a eficácia de qualquer programa de estabilização.⁴

O problema acima foi novamente estudado em Pires e Bugarin (2000), em que é construído um modelo de teoria dos contratos visando compensar esse “viés deficitário” decorrente da estrutura federalista brasileira. Ao condicionar o repasse de recursos da União para as outras Unidades da Federação a certo desempenho fiscal, o estudo determina um contrato ótimo entre Governo Federal e Estado que reduz o “*flypaper effect*”

No que diz respeito ao efeito da reeleição sobre o comportamento do governante, existe uma sólida literatura na área conhecida como “controle eleitoral”. Os artigos precursores são Barro (1973) e Ferejohn (1986).

Barro utiliza um modelo Principal-Agente com vários períodos em que os eleitores representam o Principal, e os governantes, o Agente. No primeiro período, o governante escolhe o nível de gastos destinados à sociedade, impondo uma carga tributária à população, e tende a extrair para si um retorno privado (“*political income*”, segundo Barro) decorrente de superfaturamento de alguns pagamentos. O retorno privado pressiona a despesa governamental além do nível ótimo desejado pela população. No final de cada período, os eleitores decidem se reelegem ou não o governante. O autor mostra que a reeleição pode ser

3 Do total da arrecadação dos impostos sobre renda e sobre produtos industrializados, a União transfere aos Estados 21,5% via FPE (Fundo de Participação dos Estados e do Distrito Federal) e aos municípios 22,5% via FPM (Fundo de Participação dos Municípios).

4 Essa falta de responsabilidade fiscal, por parte dos governos locais, com relação ao uso de recursos transferidos pelo governo central, é conhecida na literatura como “*flypaper effect*” (Oates, 1999), ou ilusão fiscal.

usada como um instrumento efetivo para reduzir os desvios de recursos destinados ao retorno privado do governante, não havendo necessidade de aumentos de impostos ou substituição de projetos almejados pelo eleitorado por projetos que gerem “*political income*”

Ferejohn (1986) também desenvolve um modelo Principal-Agente com períodos múltiplos, no qual o desempenho do governante depende de um esforço que lhe é custoso. Além disso, o desempenho depende de uma variável aleatória cuja realização não é observada pelos eleitores. Assim, um desempenho medíocre do governante pode ser causado por pouco esforço de sua parte, por um estado da natureza desfavorável, ou por uma combinação desses dois fatores. Como no modelo de Barro, ao final de cada período os eleitores decidem se reelegem ou não o governante, com base no desempenho geral observado. O estudo conclui que o instituto da reeleição induz o governante a se esforçar mais para obter uma melhor administração, quando comparado ao caso em que a reeleição não é permitida.

Existe uma clara ligação entre as questões analisadas nas duas categorias dos modelos descritos. De fato, se há possibilidade de permanência no poder, essa característica do regime político pode ter um impacto na decisão de gastos e endividamento de um governante. No entanto, os modelos de comportamento fiscal apresentados tratam estaticamente um fenômeno essencialmente dinâmico (acumulação de dívida) e, portanto, não permitem análise do efeito da reeleição nas decisões do governante. Por outro lado, os modelos de controle eleitoral tendem a ser bastante genéricos, estudando a possibilidade de continuidade no poder sobre o desempenho geral do chefe do Executivo. Assim, não oferecem uma intuição mais clara sobre a política fiscal adotada na presença da reeleição.

Existe ainda uma terceira classe de modelos, estudada na literatura sob o nome de *Political Business Cycle* (Nordhaus, 1975), que tenta aferir o efeito da reeleição nas políticas governamentais. Essa teoria sugere que o governante nacional aumenta a oferta da moeda em ano eleitoral de forma a conseguir incremento na produção do país e, assim, diminuir o desemprego. Em consequência, os eleitores reagem positivamente nas urnas, desconhecendo que o ato do governo federal gerará inflação, trazendo novos problemas à sociedade. Essa abordagem cabe exclusivamente ao governo nacional, já que trabalha com instrumentos que os governos estaduais não possuem, como a oferta monetária.

Um refinamento dessa teoria, conhecido como *Political Budget Cycle* (Rogoff, 1995), está mais próximo dos modelos que serão desenvolvidos neste trabalho. Rogoff focou a permanência do governante como função da carga tributária, das transferências governamentais e das despesas correntes do governo, concluindo que, quando há chances de reeleição, o governante tende a distorcer a política fiscal, cortando tributos, aumentando transferências e

promovendo gastos que tenham visibilidade imediata. Tal comportamento do governante, provavelmente, geraria ou agravaria uma situação de déficit fiscal.

O objetivo deste artigo é promover um novo estudo que relacione a possibilidade de reeleição do governante com a situação do déficit público do governo. O modelo aqui desenvolvido, tendo como base Werneck (1995), leva em consideração mais de um período de governo, ou seja, é dinâmico. Além disso, considera dois mandatos distintos, embutindo uma variável representativa da probabilidade de permanência no cargo. Desta forma, pode-se estudar o efeito da reeleição nas decisões de gastos do governante. A solução do modelo sugere o seguinte resultado: o instituto da reeleição incentiva o governo estadual a não se endividar excessivamente no primeiro mandato, e quanto maiores as chances de se reeleger, mais cauteloso será o governador em sua política fiscal. Tal resultado torna-se particularmente interessante por ser oposto às conclusões advindas dos modelos de *Political Budget Cycle*, pois, enquanto o presente estudo defende o instituto da reeleição como uma forma de contenção de gastos, Rogoff infere que os ciclos políticos, nos quais é permitida a perpetuação do mesmo governante, incentivam distorções fiscais que interferem negativamente no resultado das contas públicas.

O tema aqui introduzido encontra-se dividido como se segue. A seção 2 expõe alguns fatos estilizados que servirão de motivação para o modelo desenhado posteriormente. A seção 3 é dedicada ao desenvolvimento de um modelo econométrico que sugere a significância do fator reeleição na formação do gasto público. Na seção 4, encontra-se uma breve resenha do modelo de Werneck (1995), que contém os alicerces do estudo ora proposto. A seção 5 traz o desenvolvimento de modelos formais. Inicialmente, promove-se a maximização da função de bem-estar social do governo, expandida para dois exercícios do mandato do governador. Em seguida, trabalha-se a função objetivo do governo considerando dois períodos do mesmo governante em mandatos diferentes, havendo possibilidade de reeleição. Por fim, as conclusões e últimas considerações do artigo encontram-se na seção 6.

2 Fatos estilizados

Nesta seção são apresentados alguns fatos estilizados referentes à evolução das despesas dos estados brasileiros no período de 1991 a 1994. É importante frisar que as eleições de 1994 não permitiram a candidatura dos então governadores; assim, para se analisar o efeito da expectativa de um segundo mandato sobre os gastos dever-se-á considerar a permanência no poder do mesmo partido, no lugar do mesmo governante.

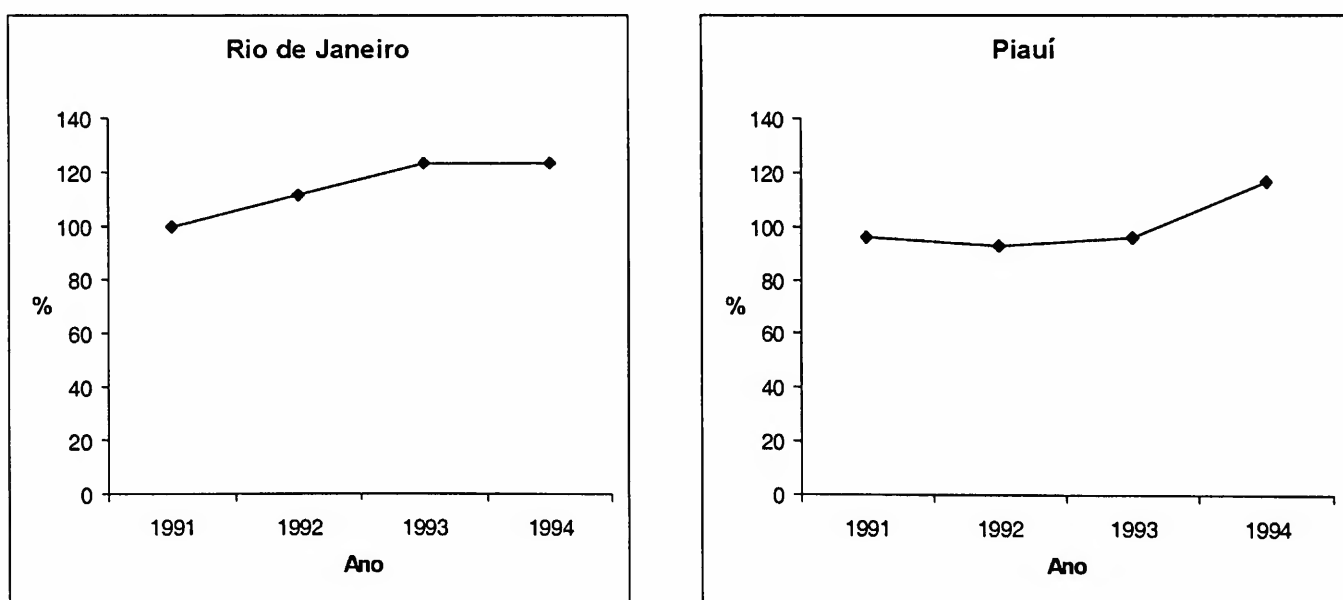
2.1 Rio de Janeiro, Piauí, Rio Grande do Sul, Rio Grande do Norte, Minas Gerais e Tocantins

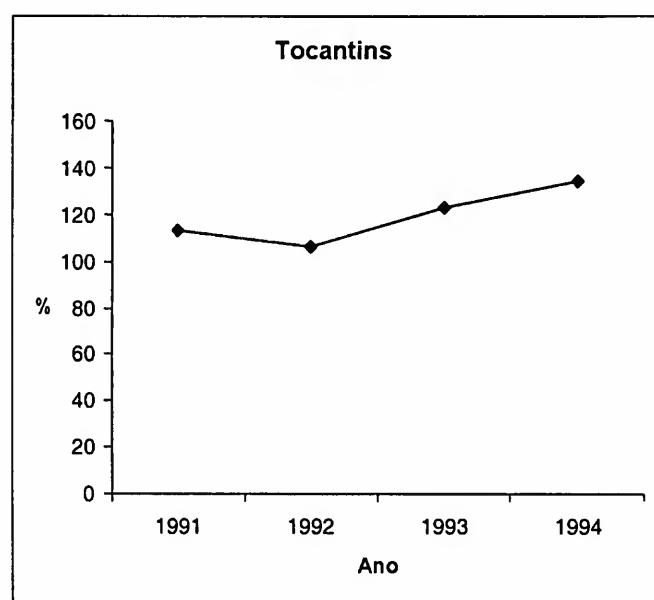
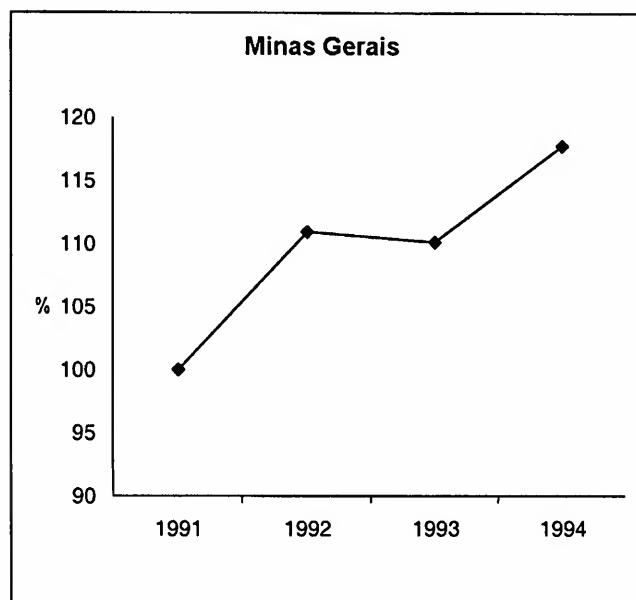
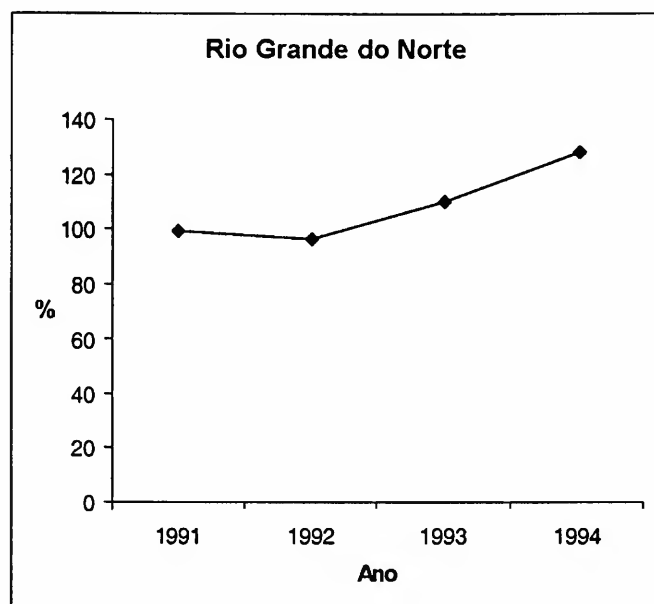
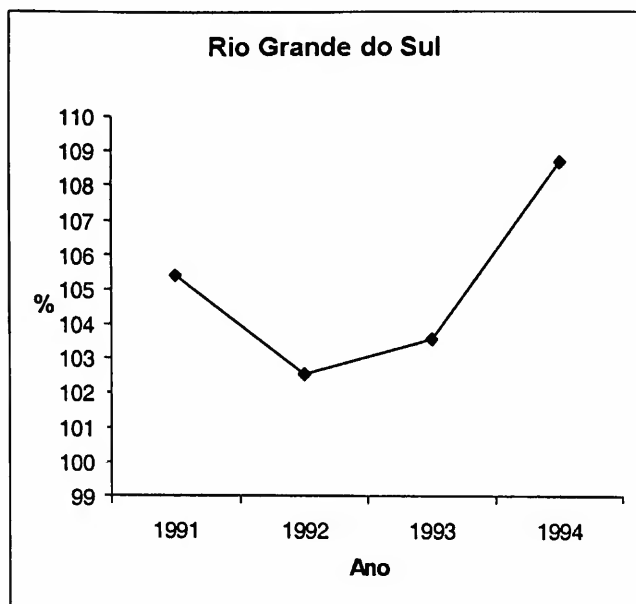
No intuito de não distorcer os dados das despesas por causa de oscilações na capacidade do governo de obter receitas, será feita a análise dos dispêndios em termos percentuais dos ingressos de recursos. Os gráficos a seguir espelham a evolução do gasto total dos estados em epígrafe.

O período em análise, 1991 a 1994, corresponde exatamente a um mandato de governo dos estados brasileiros. Note-se que a trajetória revela um comportamento ascendente das despesas, atingindo, na maior parte dos casos, o ápice no exercício de 1994, ano eleitoral. Assim, o comportamento sugerido pelos gráficos pode ser interpretado da seguinte forma: caso determinado governante não tenha a possibilidade de se reeleger, ele tentará maximizar a utilidade do governo naquele mandato sem se preocupar com os efeitos de sua política. Assim, o benefício do déficit será maior, haja vista ser outra pessoa encarregada de arcar com os serviços da dívida no futuro. Importa destacar que em nenhum desses estados o partido do governante manteve-se no poder após as eleições (vide Anexo B).

Gráfico 1

Evolução das Despesas Orçamentárias em Termos Percentuais da Receita



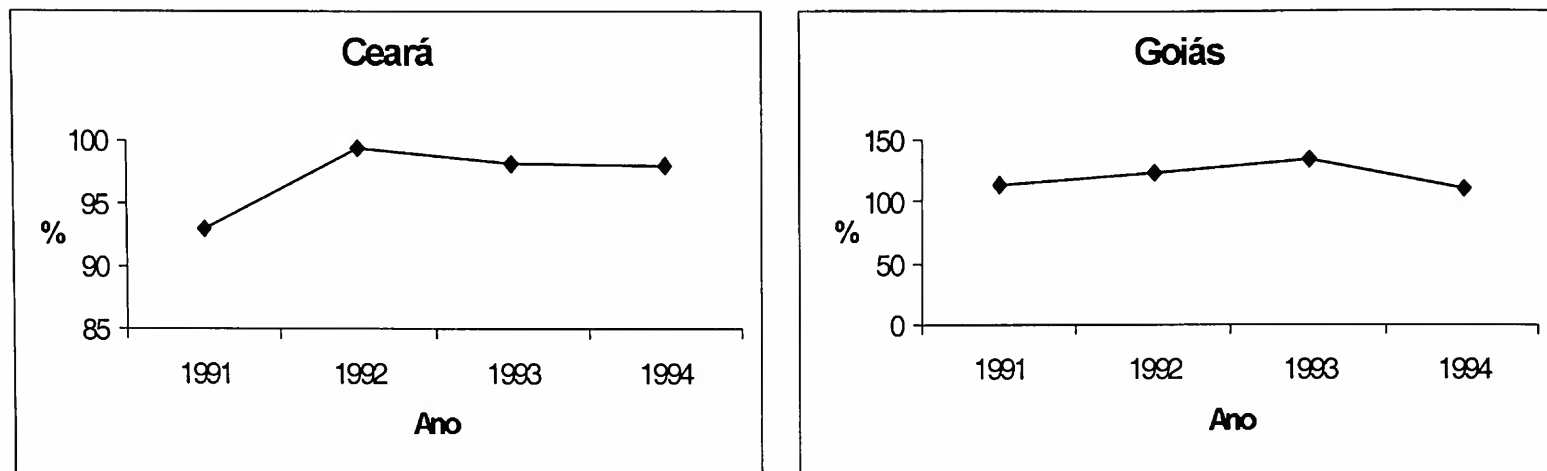


Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional/Ministério da Fazenda.

2.2 Ceará e Goiás

A intuição, bem como as evidências apresentadas, sugerem um comportamento fiscal menos responsável por parte do governante quando não há expectativa de reeleição. No entanto, dados diferentes foram obtidos em alguns estados brasileiros, como Ceará e Goiás.

Gráfico 2
Evolução das Despesas Orçamentárias em Termos Porcentuais da Receita



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional/Ministério da Fazenda.

Nota: Os percentuais representam a relação entre a despesa e a receita orçamentária.

Nesses dois Estados, apesar de no período analisado não haver possibilidade de reeleição, além de não se encontrar um padrão de crescimento nas despesas, o gasto retrocedeu no ano eleitoral. Tem-se a seguinte explicação para tal fato:

Pode-se pensar que o governador da época não estava apto a concorrer às eleições novamente, mas algum correlegionário de seu partido poderia ser um candidato forte. Neste caso, é possível visualizar tal situação como uma espécie de reeleição, já que o mesmo partido continuaria no poder. Consultando o Anexo B, vê-se que esta expectativa se confirma, pois, em relação ao Ceará, o Governador Ciro Gomes (1991/1994) foi sucedido pelo Governador Tasso Jereissati (1995/1998), ambos do PSDB. No caso do Estado de Goiás, o Governador Iris Resende (1991/1994) passou o cargo para o Governador Maguito Vilela (1995/1998), todos os dois representantes do PMDB.

No momento presente não existem informações disponíveis acerca das despesas orçamentárias do exercício de 1998, em que o instituto da reeleição passava a vigorar efetivamente. No entanto, os dados sugerem que a expectativa de permanência do partido do governante no poder tem um efeito fundamental sobre a decisão de gastos. Essa evidência empírica será tratada econometricamente na próxima seção, usando-se dados de todos os estados brasileiros.

3 Estudo econométrico

Nos exemplos apresentados na seção 2 levantou-se a hipótese de que os gastos totais do estado devem se expandir, se não houver chances de reeleição, e se contrair, caso o governador possa se manter no cargo. Nesta seção, pretende-se montar um modelo econométrico que analise a dependência da despesa total de determinado estado brasileiro e o fato de ter havido ou não reeleição do governo.

A idéia é uma regressão em que se estude o grau de associação linear entre os dispêndios realizados pelo governo em ano eleitoral e o fato de o citado governo ter permanecido no poder ou tê-lo perdido. Nesse sentido, optou-se pelo exercício de 1994 por ter sido o ano mais recente para o qual havia dados disponíveis.

O fato de ter havido reeleição será representado no modelo por uma variável *dummy*, de forma esta que assumirá o valor 0 se o partido não tiver conseguido se perpetuar no poder e valor 1 caso o partido tenha obtido sucesso no pleito. Frise-se que foi considerada reeleição a permanência do mesmo partido ou coligação no governo. O Anexo B expõe os dados obtidos no Tribunal Superior Eleitoral. Espera-se que o coeficiente da variável representativa da reeleição seja negativo, indicando que o governador, ao perceber uma probabilidade alta de continuar no cargo, preocupou-se mais com os gastos excessivos e promoveu uma contenção nas despesas.

Note-se que, no modelo, a variável *dummy* está sendo usada como uma aproximação para a expectativa do governador em ser reeleito. Uma crítica a essa abordagem consiste no fato de o político não saber, no momento em que toma as decisões de gasto, se será reeleito ou não. Para justificar a simplificação metodológica usada, pode-se considerar que o político tem acesso, anteriormente ao pleito, às pesquisas de opinião, que refletem com elevada precisão o comportamento futuro dos eleitores. Uma perspectiva mais radical, envolvendo a teoria das Expectativas Racionais, sugere que o governante firma expectativas sobre sua reeleição que, na média, são satisfeitas. Uma alternativa a isso seria usar na regressão os resultados das pesquisas de opinião para indicar a expectativa de reeleição; no entanto, não foram encontrados dados disponíveis.

Além da variável reeleição, acrescentaram-se ao modelo mais duas variáveis independentes: a receita orçamentária total do estado e o estoque de sua dívida consolidada. É bastante razoável presumir que os gastos crescerão à medida que a fonte de recursos aumentar, por isso, pensou-se na receita orçamentária como variável explicativa. Espera-se, assim, que o coeficiente estimado da variável receita orçamentária seja positivo. A inclusão de um regressor

representando o estoque da dívida consolidada do estado partiu do raciocínio de que os governadores terão mais dificuldades em obter créditos para realização dos dispêndios públicos à proporção que sua dívida aumentar, pois o risco do estado será maior. Assim, espera-se uma relação negativa entre o gasto governamental e a dívida do ente da federação.

Por fim, trabalhou-se com o logaritmo natural de todas as variáveis, exceto a *dummy*, no intuito de facilitar a obtenção das elasticidades. Dessa forma, o modelo de regressão utilizado foi o seguinte:

$$\ln(DTOT_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot REE_i + \beta_2 \cdot \ln(RTOT_i) + \beta_3 \cdot \ln(DIV_i) + u_i$$

em que DTOT: despesa orçamentária total; REE: variável *dummy* (1-houve reeleição do partido, 0-não houve reeleição); RTOT: receita orçamentária total; DIV: dívida consolidada líquida.

Para estimar os coeficientes do modelo anterior, foram usadas 27 observações, cada uma representativa de um estado da federação, além do Distrito Federal. Todos os valores encontram-se no Anexo A.

Os testes de diagnóstico indicam que os resíduos se distribuem normalmente (p-value Jarque-Bera de 55,6%) e que não houve problema de auto-correlação (valor Durbin-Watson de 1,82). O coeficiente R^2 ajustado foi cotado em 0,994, indicando que 99,4% das variações na despesa são explicadas pelas variáveis independentes, o que é uma faixa altamente satisfatória. No entanto, apresentou-se heterocedasticidade, não se podendo confiar nos testes t e F, ou seja, não se pode confiar na significância dos coeficientes.

Utilizando o método dos mínimos quadrados generalizados, por meio dos estimadores de White, corrigiu-se tal falha. Contudo, conforme discussão constante de Davidson e Mackinnon (1993), as estimativas de variância obtidas a partir do estimador de White são viesadas. Uma solução para tal problema consiste no método de correção de Hinkley, em que se multiplicam as variâncias estimadas por um fator $n/(n-p)$, em que n corresponde ao número de observações e p, ao número de variáveis explicativas. No presente caso, esse fator resulta em 1,17, o que alterará pouco as variâncias, não chegando a comprometer as estimativas. A Tabela 1, a seguir, apresenta as novas estatísticas t.

Tabela 1
Variável Dependente: LDTOT

27 observações usadas

R² ajustado 0,994

Variável	Coefficiente	Estatística t
CONST	0,6347	2,8979
REE	-0,0570	-1,5944
LRTOT	0,9249	37,9157
LDIV	0,0397	1,7114

Assim, pode-se afirmar que os coeficientes são estatisticamente significantes. Nota-se que os coeficientes estimados, excetuando-se o do estoque da dívida, estão de acordo com a intuição. A despesa cresce 0,92% em função de uma variação positiva de 1% na receita orçamentária, demonstrando uma elasticidade praticamente unitária. Apesar de o modelo econométrico ter mostrado uma relação positiva entre os gastos e a dívida consolidada líquida, a elasticidade apresentada foi muito pequena, 0,03, ou seja, para um aumento de 1% no estoque da dívida, os gastos aumentam 0,03%. Provavelmente, esse incremento nos dispêndios deve ter origem no aumento dos serviços da dívida (pagamento de juros).

Por fim, o coeficiente da variável *dummy* representativa da reeleição foi negativo e estatisticamente significativo a 12%, sugerindo que a média de gastos foi menor nos casos em que a reeleição se concretizou. Esse resultado vem a ser outra motivação para os modelos formais desenvolvidos a seguir, em que se mostrará o instituto da reeleição como um incentivador de menores gastos estatais.

4 O modelo básico

Para o presente artigo, o principal interesse no trabalho de Werneck (1995) consiste num modelo para aferir o impacto do ajuste fiscal nos governos subnacionais (estados e municípios). A seguir será descrito tal modelo.

A idéia de Werneck vislumbra uma forma de calcular o déficit fiscal ótimo dos estados da federação. Para tanto, propõe uma função de utilidade do governo baseada no montante das despesas agregadas do ente estatal, de forma que a satisfação do estado aumenta à medida que pode despender mais. Assim, apresentam-se as seguintes relações:

$$U = U(G_e)$$

$$G_e = D_e - r_e B_e + T_e$$

em que G_e é a despesa agregada do estado, D_e representa o déficit fiscal, T_e a receita total estadual, B_e a dívida interna, r_e a taxa de juros paga sobre essa dívida e U a função de utilidade do governo, suposta estritamente crescente.

Por sua vez, r_e é definido como a taxa de juros (r_u) paga pela União sobre seus próprios empréstimos acrescida de uma taxa extra (r) que representa um risco maior inerente ao estado, sendo que esse acréscimo é função crescente do déficit estadual e decrescente da relação receita/dívida. Algebricamente:

$$r_e = r_u + r \left(D_e, \frac{T_e}{B_e} \right)$$

Apesar de se considerar a hipótese de que um déficit público aumenta o prêmio de risco do título estadual, reconhece-se que, apesar de intuitivo, tal afirmação carece de microfundamentos. Isso pode ser observado pela seguinte situação: um Estado gera déficit porque determinada tecnologia de produção de um bem público mostrou-se intertemporalmente favorável e, no mesmo período, houve um choque exógeno negativo nas receitas públicas. Numa otimização intertemporal, aumentar o déficit no período seria Pareto-ótimo.⁵

Conclui-se que, à proporção que o déficit estadual cresce, a unidade da federação tem que pagar um maior serviço da dívida, o que diminui o montante disponível de recursos para gastos. Dessa forma, o governo terá de se controlar fiscalmente para garantir um nível de déficit D_e que maximize suas despesas G_e .

O problema de maximização do estado, de forma a escolher o déficit fiscal que gere a maior despesa agregada possível, pode ser desenhado da seguinte maneira:

$$\text{Max}_{D_e} U = U(G_e)$$

r.a.

$$G_e = D_e - r_e B_e + T_e, \quad r_e = r_u + r \left(D_e, \frac{T_e}{B_e} \right)$$

5 Os autores agradecem a um parecerista anônimo da Revista *Economia Aplicada* por esta observação.

Substituindo as restrições na função objetivo e resolvendo a maximização em D_e , a condição de primeira ordem (CPO) toma a seguinte forma:

$$B_e \cdot \frac{\partial r(D_e, \frac{T_e}{B_e})}{\partial D_e} = 1 \quad (1)$$

Essa relação foi analisada por Pires e Bugarin (2000), cuja interpretação econômica implica igualdade entre custo marginal e ganho marginal, já que o lado esquerdo representa o custo adicional com o aumento de uma unidade do déficit D_e (custo extra com pagamento do serviço da dívida sobre o estoque B_e devido ao aumento dos juros r_e) e o lado direito, o ganho adicional com o aumento de uma unidade da dívida. Enquanto o ganho marginal exceder o custo marginal, o estado terá incentivos a aumentar sua dívida.

5 Modelos de déficit fiscal e reeleição

Tendo por base o disposto na seção anterior, passar-se-á a montar modelos formais que justifiquem as hipóteses levantadas na apresentação dos fatos estilizados. Para facilitar a compreensão do estudo, será feita a divisão em dois casos, explicados a seguir.

5.1 Dois exercícios de um mesmo mandato do governador

Nesta situação, a satisfação do estado, refletida na pessoa de seu governante, é a soma das utilidades advindas da despesa agregada de dois exercícios. Considerando que os índices 1 e 2 representam os dois períodos em análise e representando o fator de desconto intertemporal por $\delta \in (0,1)$, pode-se esquematizar o novo problema de maximização do governo como:

$$\begin{aligned} & \underset{D_1, D_2}{\text{Max}} U(G_1) + \delta U(G_2) \\ & r.a. \end{aligned}$$

$$G_1 = D_1 - r_{e1}B_1 + T, \quad G_2 = D_2 - r_{e2}B_2 + T$$

$$r_{e1} = r_u + r\left(D_1, \frac{T}{B_1}\right), \quad r_{e2} = r_u + r\left(D_2, \frac{T}{B_2}\right)$$

$$B_2 = B_1 + D_1$$

Cabe lembrar que G é a despesa agregada do estado, D representa o déficit fiscal, T a receita total estadual, B a dívida interna, r_e a taxa de juros paga sobre essa dívida, r_u a taxa de juros paga pela União sobre seus próprios empréstimos e r uma taxa extra representativa do risco maior inerente ao estado. Tanto a receita total estadual quanto a taxa de juros paga pela União foram consideradas constantes nos dois períodos.

Substituindo todas as restrições na função objetivo acima, o problema inicial torna-se equivalente a:

$$\text{Max}_{D_1, D_2} U\left(D_1 - B_1 r_u - B_1 r\left(D_1, \frac{T}{B_1}\right) + T\right) + \delta U\left(D_2 - B_1 r_u - D_1 r_u - B_1 r\left(D_2, \frac{T}{B_1 + D_1}\right) - D_1 r\left(D_2, \frac{T}{B_1 + D_1}\right) + T\right)$$

As condições de primeira ordem correspondentes são:

$$B_1 \frac{\partial r}{\partial D_1}\left(D_1, \frac{T}{B_1}\right) = 1 - \delta \cdot \left(\frac{U'(G_2)}{U'(G_1)}\right) \cdot \left(r_{e2} - \frac{T}{B_2} \cdot \frac{\partial r}{\partial \frac{T}{B_2}}\left(D_2, \frac{T}{B_2}\right)\right) \quad (2)$$

$$B_2 \frac{\partial r}{\partial D_2}\left(D_2, \frac{T}{B_2}\right) = 1 \quad (3)$$

Importa lembrar que na igualdade (2) acima a expressão da esquerda retrata o custo marginal de o governo se endividar no seu primeiro período, enquanto a expressão da direita reflete o ganho adicional com o aumento de uma unidade da dívida, também no primeiro período.

Com relação à condição (2), ao analisar o benefício marginal (lado direito), tem-se que a variação $\frac{\partial r}{\partial \frac{T}{B_2}}(D_2, \frac{T}{B_2})$ é negativa, pois a taxa r representativa do risco de cada estado

diminui com o aumento da solvência $\frac{T}{B_2}$. Assim, o termo $\left(r_{e2} - \frac{T}{B_2} \cdot \frac{\partial r}{\partial \frac{T}{B_2}}(D_2, \frac{T}{B_2}) \right)$ é

positivo. Aliado ao fato de a função de bem-estar social U ser crescente em seu nível de gastos, ou seja, $U'(G_i) > 0$, $i=1,2$, pode-se afirmar que o lado direito da expressão (2) resulta num valor inferior à unidade, o que permite concluir que o ganho marginal, nessa situação, é menor quando comparado ao modelo inicial de Werneck em que se considerava apenas um período e o ganho marginal era igual a um (seção 4). A inferência desse resultado é o fato de o benefício marginal de uma política fiscal deficitária ser menor quando se leva em consideração a permanência do mesmo governo no exercício seguinte.

Tal constatação tem sua explicação no fato de que o déficit de hoje gera um novo custo no período futuro, representado por um acréscimo do serviço da dívida, que será arcado pelo mesmo governante gerador do endividamento.

Com relação à segunda CPO, consegue-se uma expressão análoga ao problema do Werneck, o que se explica pelo fato do segundo exercício ser o último neste modelo de dois períodos, ou seja, equivale a um mandato de apenas um ano. Isso acontece porque, em ambas as hipóteses, não há possibilidade de o governante se manter no cargo, não tendo, assim, responsabilidade no futuro pelo ônus da dívida contratada hoje, o que faz o benefício marginal de um déficit ser maior em relação à situação na qual o governante permanece no poder. A diferença consiste no estoque da dívida, pois, no modelo inicial, a variável da dívida era totalmente exógena, enquanto nesse modelo B_2 depende de D_1 .

Generalizando, num mandato de vários períodos, à medida que se aproxima do último exercício, a satisfação adicional gerada pelo déficit vai aumentando e, sendo assim, os incentivos para os governos se endividarem são maiores no final de seus mandatos e menores no início.

5.2 Dois períodos com reeleição ao término do primeiro

Neste caso, continuar-se-á a trabalhar com dois períodos. A diferença em relação ao anterior reside no fato de que os dois exercícios estudados pertencem a mandatos diferentes: o

primeiro período diz respeito ao último ano do mandato governamental inicial, já o segundo, relaciona-se ao primeiro ano do mandato seguinte, admitida a hipótese de reeleição. Para essa análise, será considerado que a probabilidade de o governador ser reeleito é exógena ao modelo, sendo designada por $\rho \in [0, 1]$.

O índice i será tomado como indicativo do último exercício do mandato inicial, já o índice n retratará o primeiro ano do novo mandato, na hipótese de o governante ter alcançado a reeleição.

Assim, o problema de maximização pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\text{Max}_{D_i, D_n} U(G_i) + \rho \delta U(G_n)$$

r.a.

$$G_i = D_i - r_{ei} B_i + T, \quad G_n = D_n - r_{en} B_n + T$$

$$r_{ei} = r_u + r\left(D_i, \frac{T}{B_i}\right), \quad r_{en} = r_u + r\left(D_n, \frac{T}{B_n}\right)$$

$$B_n = B_i + D_i$$

De forma análoga ao item anterior, o procedimento adotado foi substituir todas as restrições na função objetivo $U(G_i) + \rho \delta U(G_n)$ e resolver o problema de maximização. As condições de primeira ordem levam a:

$$B_i \frac{\partial r}{\partial D_i} \left(D_i, \frac{T}{B_i}\right) = 1 - \delta \cdot \rho \cdot \left(\frac{U'(G_n)}{U'(G_i)} \right) \cdot \left(r_{en} - \frac{T}{B_n} \cdot \frac{\partial r}{\partial \frac{T}{B_n}} \left(D_n, \frac{T}{B_n}\right) \right) \quad (4)$$

$$B_n \frac{\partial r}{\partial D_n} \left(D_n, \frac{T}{B_n}\right) = 1 \quad (5)$$

A condição (5) é interpretada da mesma forma que nos modelos anteriores. Contudo, na equação (4), tem-se um novo parâmetro representando a possibilidade de reeleição do governante. A Tabela 2, a seguir,⁶ retrata os resultados possíveis de acordo com o valor de ρ .

Tabela 2
Benefício Marginal do Déficit em Função de ρ

ρ	Benefício Marginal do Déficit	Reeleição
0	1	Não
$0 < \rho < 1$	$1 - \delta \cdot \rho \cdot \left(\frac{U'(G_n)}{U'(G_i)} \right) \left(r_{en} - \frac{T}{B_n} \cdot \frac{\partial r}{\partial \left(\frac{T}{B_n} \right)} \left(D_n, \frac{T}{B_n} \right) \right)$	Incerta
1	$1 - \delta \cdot \left(\frac{U'(G_n)}{U'(G_i)} \right) \left(r_{en} - \frac{T}{B_n} \cdot \frac{\partial r}{\partial \left(\frac{T}{B_n} \right)} \left(D_n, \frac{T}{B_n} \right) \right)$	Sim

Chama-se a atenção para o fato de que, como $\rho \in [0,1]$, a desigualdade

$$1 - \delta \rho \left(\frac{U'(G_n)}{U'(G_i)} \right) \left(r_{en} - \frac{T}{B_n} \cdot \frac{\partial r}{\partial \left(\frac{T}{B_n} \right)} \left(D_n, \frac{T}{B_n} \right) \right) \geq 1 - \delta \left(\frac{U'(G_n)}{U'(G_i)} \right) \left(r_{en} - \frac{T}{B_n} \cdot \frac{\partial r}{\partial \left(\frac{T}{B_n} \right)} \left(D_n, \frac{T}{B_n} \right) \right) \text{ é}$$

sempre verdadeira, demonstrando uma diminuição do benefício marginal do déficit no primeiro mandato quando a reeleição é certa. Esse fato, como anteriormente, sugere que a permanência no poder reduz o ganho extra de um déficit fiscal, levando a concluir que quanto maior a probabilidade de reeleição menor é a disposição a se ter despesas superiores a receitas, pois os encargos do déficit serão suportados pelo mesmo governador responsável pela política de

6 Os benefícios marginais na tabela devem ser multiplicados por $U'(G)$ de forma a obter a interpretação em termos de utilidade do Estado; no entanto, suprimiu-se o termo da utilidade marginal no intuito de evitar uma notação mais complexa desnecessária.

gastos desregrada. Reciprocamente, quanto menor a probabilidade de ser reeleito, maior será o gasto no primeiro período.

Assim, a solução do modelo corrobora as evidências empíricas e econométricas nas seções anteriores.

Cabe lembrar a diferença entre esse resultado, que sugere a reeleição como uma forma de controle de gastos, e o obtido no *Political Business Cycle*, no qual se infere que a perpetuação do mesmo governante no poder pode causar distorções fiscais que interferem negativamente nas contas públicas.

6 Conclusão

Este artigo teve por base a construção de um modelo para analisar a relação entre a possibilidade de um governante manter-se no cargo e sua política fiscal.

Os resultados encontrados, tanto teóricos quanto econométricos, sugerem que a existência da reeleição na legislação eleitoral incentiva os governos estaduais a não contraírem empréstimos exacerbados no primeiro mandato, já que há chances de o próprio governante que promoveu o endividamento ter que arcar com o ônus dos empréstimos, o que diminuiria a receita pública disponível no futuro. Na mesma linha de raciocínio, o estudo mostrou que, quanto maiores forem as chances de o governador se perpetuar no cargo, por meio de outros mandatos, mais cautela ele terá com relação aos déficits estaduais.

Dessa forma, o modelo indica que o instituto da reeleição vem revelar uma maneira de se promover um melhor controle de gastos, evitando a aplicação de recursos públicos em despesas que não sejam prioridade da população, bem como exigindo dos governantes uma maior responsabilidade fiscal, o que os leva a gerir o erário com mais eficiência.

O atual debate acerca da reeleição evidencia forte tendência para sua extinção. Essa tendência consolida-se por meio da Proposta de Emenda à Constituição – PEC nº 03/99, de autoria do Deputado Paulo Octávio, que tramita no Congresso Nacional e tem como objetivo por fim à reeleição. De fato, argumenta-se que a possibilidade de o governador continuar no cargo introduz um fator de desigualdade nas disputas eleitorais, haja vista a dificuldade de se impedir o uso dos instrumentos públicos para a promoção de votos ao atual governante.

Em oposição a essa tendência, o presente trabalho não aponta para o fim da reeleição como uma boa solução para o problema, pois estar-se-ia extinguindo também as

externalidades positivas que esse instituto promove no controle dos gastos governamentais. Em vez de extinguir a reeleição, entende-se que existem melhores alternativas, como a aprovação de uma legislação eleitoral mais forte que coibisse mais rigorosamente o uso da “máquina administrativa” em proveito próprio, juntamente com uma fiscalização eficiente por parte da Justiça Eleitoral e uma pena eficaz, de forma a desestimular efetivamente o governante de se promover à custa de recursos públicos. Outra alternativa seria mudar a legislação de maneira a exigir do governante que se afastasse de suas funções alguns meses antes do pleito, caso optasse por se candidatar novamente. Essa conclusão vem a ser a maior contribuição deste trabalho.

Entre as possíveis extensões deste artigo, suscita-se o fato de a possibilidade de reeleição não influir somente no nível total de gastos, mas também gerar alterações nas diferentes categorias dos gastos. Caso o governante tenha chances de se reeleger, deverá privilegiar despesas que geram votos. Em oposição, caso o instituto da reeleição não seja permitido, o governador deverá privilegiar despesas que geram retorno privado, conforme Barro (1973).

Uma extensão empírica para este estudo consiste em se testar as hipóteses defendidas com dados fiscais dos estados em 1998, ano em que ocorreu o primeiro pleito com possibilidade de haver reeleição. Além disso, pode-se também trabalhar com dados municipais, o que aumentaria muito os graus de liberdade do estudo econométrico. No que diz respeito à parte empírica, deve-se notar que o uso do resultado efetivo do pleito eleitoral como *proxy* para a expectativa de reeleição do titular é extremamente forte. Conforme mencionado anteriormente, uma alternativa a isso seria usar a popularidade do governador num período razoavelmente anterior ao pleito.

Outra extensão do presente trabalho, desta vez teórica, resume-se na construção de um modelo de teoria dos jogos, no qual as preferências dos eleitores são consideradas explicitamente e o comportamento do governante é resultado de um Equilíbrio de Nash entre seus anseios próprios e os de seu eleitorado.

O atual nível de conscientização da sociedade elevou os eleitores de um patamar no qual se limitavam a aceitar a administração dos governantes para um estágio de co-participação, na medida em que mais e mais pessoas estudam e compreendem as contas públicas e, a partir daí, exigem um comportamento efetivo dos políticos para reelegê-los. Uma dessas exigências da população recai sobre a política fiscal, pois torna-se cada vez mais evidente que desequilíbrios nas despesas governamentais têm repercussão na sociedade como um todo. Foi com o objetivo de melhor compreender essa nova forma de controle do déficit público - a reeleição - que este trabalho foi elaborado.

Referências bibliográficas

- Barro, R. The control of politicians: an economic model. *Public Choice*, 14, p. 19-42, 1973.
- Brasil. *Constituição da República Federativa do Brasil*. Brasília: Coordenação de Publicações da Câmara dos Deputados, 1988.
- Brasil. *Execução Orçamentária dos Estados e Municípios das Capitais - 1986/1995*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional/Ministério da Fazenda, 1996.
- Ferejohn, J. Incumbent performance and electoral control. *Public Choice*, 50, p. 5-26, 1986.
- Fiorina, M. P. *Divided government*. Boston: Allyn and Bacon, 1996.
- Nicolau, J. M. *Dados eleitorais do Brasil (1982-1996)*. Rio de Janeiro: IUPERJ-UCAM/Editora Revan, 1998.
- Nordhaus, W. The political business cycle. *Review of Economic Studies* 42, p. 169-190, 1975.
- Oates, W. E. An essay on fiscal federalism. *Journal of Economic Literature*, 38, p. 1120-1149, 1999.
- Pires, H. A. A.; Bugarin, M. S. Metas de déficits: uma aplicação da teoria de desenhos de mecanismos ao controle do endividamento dos estados. *Finanças Públicas: IV Prêmio Tesouro Nacional*, 4, p. 13-55, 2000.
- Rogoff, K. Equilibrium political budget cycles. Cambridge: The MIT Press, *Monetary and Fiscal Policy*, 2, 47-70, 1995.
- Werneck, R. L. F. Federalismo fiscal e a política de estabilização no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 49, n. 2, p. 375-390, abril/junho 1995.
- Zupan, M. A. An economic explanation for the existence and nature of political ticket splitting. *Journal of Law and Economics*, 34, p. 343-369, 1991.

Anexo A
Informações Fiscais dos Estados

Estados		Despesa Orçamentária 1994	Receita Orçamentária 1994	Dívida Consolidada Líquida (estoque)	Reeleição
Acre	AC	418.207	312.166	479.269	não
Amapá	AP	587.021	465.211	181.446	não
Amazonas	AM	1.091.559	1.022.436	1.017.879	não
Pará	PA	1.264.839	1.278.419	593.627	não
Rondônia	RO	490.764	433.570	163.952	não
Roraima	RR	253.338	213.324	68.933	sim
Tocantins	TO	569.140	424.351	221.670	não
Alagoas	AL	601.501	561.286	654.922	não
Bahia	BA	3.434.440	3.126.366	3.324.960	sim
Ceará	CE	1.695.645	1.731.798	1.299.933	sim
Maranhão	MA	1.024.645	948.309	1.787.325	sim
Paraíba	PB	817.866	713.235	1.610.106	sim
Pernambuco	PE	1.834.983	1.885.513	1.087.467	não
Piauí	PI	655.903	561.250	1.075.999	não
Rio Grande do Norte	RN	780.615	610.501	665.218	não
Sergipe	SE	758.752	718.532	480.265	não
Espírito Santo	ES	2.207.462	1.931.181	615.992	não
Minas Gerais	MG	9.931.272	8.428.327	8.257.151	não
Rio de Janeiro	RJ	8.290.349	6.728.164	8.894.951	não
São Paulo	SP	28.301.184	27.510.458	16.358.915	não
Paraná	PR	3.301.612	3.273.789	1.489.376	não
Rio Grande do Sul	RS	6.534.336	6.011.757	5.474.918	não
Santa Catarina	SC	2.745.256	2.448.293	2.259.820	não
Distrito Federal	DF	2.900.666	2.905.804	503.649	não
Goiás	GO	1.897.726	1.728.152	3.525.753	sim
Mato Grosso	MT	1.592.268	1.369.931	1.821.513	não
Mato Grosso do Sul	MS	946.763	837.538	1.363.160	não

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional - Coordenação Geral de Análise e Estatísticas Fiscais de Estados e Municípios.

Nota: Valores a preços de dezembro de 1995, expressos em reais.

Anexo B

Reeleição nos Estados

Estados	Período		Reeleição (dummy)
	1991/1994	1995/1998	
Acre	Edmundo Pinto - PDS	Oleir Messias Cameli - PPR (PP)	0
Amapá	Anníbal Barcellos - PFL (PRN-PL-PDS)	João Capiberibe - PSB (PDT-PT-PV-PCdoB)	0
Amazonas	Gilberto Mestrinho - PMDB (PDC-PFL-PTR-PL-PCN)	Amazozino Mendes - PPR (PFL-PTB-PP-PDT)	0
Pará	Jáder Barbalho - PMDB (PST-PTR-PDC)	Almir Gabriel - PSDB (PDT-PTB-PCB-PPS-PFL-PSB)	0
Rondônia	Oswaldo Piana - PTR (PSC-PRP)	Valdir Raupp de Matos - PMDB (PSB-PSDB)	0
Roraima	Ottomar Pinto - PTB (PDC)	Neudo Campos - PTB (PSC-PRN)	1
Tocantins	Moisés Avelino - PMDB (PDT-PSDB-PRN-PCdoB)	Siqueira Campos - PPR (PTB-PFL-PMN-PP-PV)	0
Alagoas	Geraldo Bulhões - PSC (PFL-PMDB-PDT-PTdoB-PMN-PTB-PSDB)	Divaldo Suruagy - PMDB (PSDB-PTB-PL-PCdoB-PSD)	0
Bahia	Antônio Carlos Magalhães - PFL (PDS-PTB-PDC-PL-PST)	Paulo Souto - PFL (PTB-PSC-PL)	1
Ceará	Ciro Gomes - PSDB (PDT-PDC)	Tasso Jereissati - PSDB (PDT-PTB)	1
Maranhão	Edison Lobão - PFL (PTB-PSC)	Roseana Sarney - PFL (PMDB-PSC-PP)	1
Paraíba	Ronaldo da Cunha Lima - PMDB (PST-PSDB)	Antônio Mariz - PMDB (PSC-PPS-PP-PSD-PRP-PSDB)	1
Pernambuco	Joaquim Francisco - PFL (PRN-PTdoB-PDS-PSD-PTR-PSN)	Miguel Arraes - PSB (PDT-PT-PPS-PMN-PV-PCdoB)	0
Piauí	Antônio Freitas Neto - PFL (PDS-PTB-PSC)	Francisco de Assis de Moraes Sousa - PMDB (PPS-PMN-PSDB-PCdoB)	0
Rio Grande do Norte	José Agripino Maia - PDS (PFL-PL-PDC-PSDB)	Garibaldi Alves Filho - PMDB (PSDB-PPR)	0
Sergipe	João Alves Filho - PMDB (PDS-PDC-PL-PFL-PCN-PMN-PRN-PRP-PSDB)	Jackson Barreto - PDT (PT-PSB-PCdoB-PP-PMN)	0
Espírito Santo	Albuíno Azeredo - PDT (PTB-PCdoB)	Vitor Buaiz - PT (PSB-PCdoB)	0
Minas Gerais	Hélio Garcia - PRS (PTB-PL)	Eduardo Azeredo - PSDB (PTB-PL)	0
Rio de Janeiro	Leonel Brizola - PDT (PCB-PCdoB)	Marcello Alencar - PSDB (PFL-PL-PP)	0
São Paulo	Luiz Antonio Fleury Filho - PMDB (PFL-PL)	Mário Covas - PSDB (PFL)	0
Paraná	Roberto Requião - PMDB (PMN-PTdoB)	Jaime Lerner - PDT (PV-PSDB-PFL-PTB)	0
Rio Grande do Sul	Alceu Collares - PDT (PSDB-PCdoB)	Antônio Britto - PMDB (PL-PSDB)	0
Santa Catarina	Vilson Kleinubing - PFL (PDS-PTB-PDC-PSC-PL)	Paulo Afonso Vieira - PMDB (PTRB-PMN-PSD-PV-PRP)	0
Distrito Federal	Joaquim Roriz - PTR (PRN-PST-PFL-PTB)	Cristovam Buarque - PT (PSTU-PPS-PSB-PCdoB)	0
Goiás	Iris Resende - PMDB (PL-PCB-PTR)	Maguito Vilela - PMDB (PL-PRN-PRP)	1
Mato Grosso	Jaime Campos - PFL (PTB-PDS-PL-PTR)	Dante de Oliveira - PDT (PT-PMDB-PSDB-PSC-PMN-PCdoB-PPS-PSB-PV)	0
Mato Grosso do Sul	Pedro Pedrossian - PTB (PRN-PDS-PL-PSD)	Wilson Martins - PMDB (PL-PSB-PSD-PV-PSDB-PCdoB)	0

Fonte: Dados Eleitorais do Brasil (1982-1996).

A trajetória de um economista como cientista social*

Paul Singer[§]

1 Formação profissional

Comecei a graduação na Faculdade de Economia da USP em 1956. Anteriormente estudei na Escola Técnica Getúlio Vargas, uma escola estadual, e fui trabalhar na indústria. Era uma época de abertura econômica e, sobretudo, política. Acabei virando sindicalista e entramos em uma grande greve em São Paulo, chamada greve dos 600 mil, em 1953, que coincidiu, aliás, com a eleição de Jânio Quadros para prefeito de São Paulo. Eram várias categorias juntas: metalúrgicos, têxteis, marceneiros, vidreiros e gráficos. Era uma luta salarial. Fui um dos líderes dessa greve pela categoria dos metalúrgicos. A partir dessa luta, passei a interessar-me por Economia e comecei a estudar por autodidatismo. Era membro do Partido Socialista, quer dizer, a motivação desses estudos era basicamente política. Em vista disso, achei importante obter um diploma para poder dedicar-me integralmente ao estudo de economia em vez de fazer isto só no meu tempo livre de trabalhador metalúrgico. Quando fui aprovado no Vestibular em 56, eu era eletrotécnico na Phillips, depois mudei para a Siemens. Era difícil trabalhar oito horas por dia e estudar à noite. Sobrava muito pouco tempo. Então, consegui um emprego na Contadoria Geral do Transporte, uma entidade mantida pelas ferrovias, para fazer o tráfego mútuo, repartir as tarifas pagas pelos transportadores de carga em diferentes companhias ferroviárias. Era preciso repartir isso e era um trabalho bastante qualificado, então fui técnico em tarifas. Esse emprego permitia que eu trabalhasse das 12 às 18 horas, e assim consegui transferir-me do curso noturno para o diurno e fiz um curso em condições melhores. Formei-me em 59.

* Entrevista realizada com o prof. Paul Singer em setembro de 2001 pelo prof. Raul Cristovão dos Santos da FEA-USP.

§ Professor do Departamento de Economia da FEA-USP.

Na década de 50 começam a surgir obras como a de Celso Furtado. Caio Prado era anterior e foi muito usado no vestibular, e eu já o havia lido na fase de autodidata. O grande livro do Celso foi escrito em 59, *Formação Econômica do Brasil*. A professora de História era a Prof.^a Alice Canabrava, que tinha enorme interesse pelo Celso. Ela não entendia de Economia, entendia muito de História. Ela promovia seminários com os seus assistentes, que eram formados na Faculdade de Economia, estudando Celso Furtado. Ignácio Rangel também era discutido, mas não me recordo muito bem se no meu tempo de estudante, mas, com certeza, quando já era recém-formado.

Essas discussões - esse tema geral de interpretar o Brasil - já aconteciam dentro da Faculdade, era a paixão. A paixão do movimento estudantil e, portanto, dos estudantes mais conscientes que participavam do movimento estudantil. Percebia-se que o País estava se desenvolvendo cheio de contradições, então, entender esse processo, eu diria, era o que fascinava a todos. Nós éramos muito fascinados por essa discussão teórica envolvendo o Celso Furtado, Caio Prado, Ignácio Rangel e os economistas um pouco mais conservadores. Na Faculdade, tínhamos um professor que era um liberal ferrado, um neoliberal, o Prof. Dorival Teixeira Vieira. Ele era o mais importante de todos os professores porque as cátedras tinham várias disciplinas e todas as disciplinas importantes estavam ligadas à sua cátedra. Ele lecionava, por exemplo, Moedas e Bancos e Teoria do Valor. Todas as disciplinas teóricas de peso estavam ligadas a ele e eu me lembro que a uma certa altura, deve ter sido na época do Plano de Metas do Juscelino Kubitschek, foi organizado um seminário na faculdade pelos professores de economia para discutir a industrialização com os professores de economia da escola de Sociologia e Política. Eu assisti, absolutamente estatelado, porque não conseguia entender o que eles diziam. A discussão dos meus professores era mais ou menos a seguinte: pela lógica da teoria econômica, a da teoria das vantagens comparativas, o Brasil tinha que plantar café; essa coisa de indústria não tinha nenhum cabimento porque não tínhamos nenhuma vantagem comparativa tentando substituir importações. Tínhamos que exportar aquilo que a natureza nos permitia, que era café, algodão e outros que tais. Então, o Prof. Dorival Teixeira Vieira dizia: sim, mas estamos numa democracia, o povo inteiro quer indústria. Ele desculpava o Plano de Metas como uma coisa economicamente irracional, mas politicamente inevitável.

Era época do catedrático, e, na verdade, a faculdade estava dividida em feudos, cada um com seu senhor feudal. O Prof. Dorival tinha mais assistentes, porque ele tinha mais matérias realmente fundamentais. Por outro lado, havia o Prof. Bueno, cujo assistente era o Delfim Netto, mais ligado à estatística econômica. Mas o Delfim tinha uma posição desenvolvimentista, que ele mantém consistentemente até hoje. Ele tinha uma posição oposta à do Prof. Dorival, na medida em que achava que planejar era muito importante, que o papel do governo na condução do processo de desenvolvimento era fundamental. Havia o Prof. Roberto

Pinto de Souza, que dava Macroeconomia. Ele nos ensinou Keynes e, aliás, muito bem. Ele foi depois o diretor da FAAP, Fundação Armando Álvares Penteado. O Prof. Mário Wagner Vieira da Cunha, que acabou sendo meu catedrático, tinha inclinações de esquerda. Digamos que, dos professores catedráticos, ele era o mais à esquerda, em termos relativos. Assim, havia uma farta diversidade de orientações.

Nesse mesmo período comecei a participar de um grupo informal que estudava *O Capital*, formado por estudantes e professores das mais diferentes áreas de Ciências Sociais, tais como Fernando Henrique Cardoso, Ruth Cardoso, José Giannotti, Fernando Novais, Octávio Ianni. Eles me convidaram para o grupo como futuro economista. O grupo do *Capital* durou sete anos. Essa experiência foi fascinante, eu aprendi horrores. Eu nunca tinha visto nada de Filosofia, não havia Filosofia no nosso currículo. Então, eu me deparava com o Giannotti, que era um filósofo; com o Fernando Henrique, um cientista político; com o Ianni, sociólogo; com a Ruth Cardoso, antropóloga; e com o Fernando Novais, que tinha sido meu professor. Aliás, foi ele que me indicou para o grupo. Ele era professor de História na Faculdade de Economia, naquele momento. Nós aprendemos muito uns com os outros a pretexto de estudar *O Capital*. Foi totalmente interdisciplinar. Se havia alguém que predominasse, eu diria que era o Giannotti, por duas razões. Uma, porque foi que ele tomou a iniciativa, ele teve a idéia de formar um grupo interdisciplinar para estudar *O Capital*. Ele tinha acabado de voltar da França, tinha passado dois ou três anos lá, e veio com essa idéia de que estudar *O Capital* seria uma coisa importante, porque este é um livro multidisciplinar. A idéia da multidisciplinaridade veio com ele. Ele nos convenceu disso. Uma outra vantagem: os filósofos são especialistas em ler com muito cuidado, com muita acuidade, a ponto de ir até à gramática, ao uso das palavras. E todos nós aprendemos isso com o Giannotti. Eu, certamente. Se você olhar nossos trabalhos acadêmicos dessa época (todos nós fizemos tese, de doutoramento, de livre docência) verá que todos nós fomos profundamente afetados pelo nosso seminário, pela interdisciplinaridade. Foi muito emocionante e muito bom.

No Brasil não havia marxistas com essa formação. O Giannotti, como mencionado acima, trouxe isso da Europa e nós embarcamos com entusiasmo. Só para contar um episódio engraçado: eu lia *O Capital* em alemão, minha língua materna, sou austríaco de nascimento. O Giannotti lia em francês porque trabalhou na França, outro lia em espanhol, enfim, havia lá várias traduções. A uma certa altura aconteceu uma grande discussão entre o Giannotti e eu porque ele afirmava coisas que eu não tinha lido. Aí puxamos nossos exemplares e começamos a olhar. Há páginas e páginas no exemplar em francês que não existem em alemão. Quando o livro foi traduzido para o francês, o tradutor submeteu a tradução ao Marx que, ao lê-la, começou a escrever trechos adicionais, tentando explicar melhor as suas idéias para o público francês. Há ali umas dez, quinze páginas que ele escreveu só na versão francesa, as quais nunca

foram incorporadas à edição alemã. Quer dizer, o Giannotti não tinha errado nada, mas eu também não porque eu não tinha o que ele estava lendo. Era esse o nível de leitura que fazíamos do *O Capital*. O grupo termina com o golpe de 64 porque o Fernando Henrique tem que se exilar, depois a Ruth também vai para o exílio. Continuamos nos reunindo ainda alguns meses, mas aí o grupo acaba e só vai se reconstituir em 69, com outras pessoas, em função das aposentadorias. Mas sobre isso falarei mais adiante.

2 USP: primeira fase

Formei-me em 59, e em 60 comecei a dar aulas como assistente do Prof. Mário Wagner Vieira da Cunha. Ele estava afastado, a serviço das Nações Unidas, acho que na Venezuela. E o assistente mais antigo, que tinha doutoramento, era o Prof. Juarez Brandão Lopes. Era ele quem chefiava, de fato, a cadeira e eu me tornei seu assistente e, desde então, ficamos muito amigos. A matéria central do Prof. Mário Vargas era a Ciência da Administração. Isto porque, à época, os cursos de Administração e de Economia estavam juntos. Eu, por exemplo, me formei em Ciências Econômicas e Administrativas. Havia uma matéria que ele tinha elaborado e que se chamava Estudo das Organizações Econômicas, mas que nada mais era do que Economia Agrícola ou Economia Agrária. Agora, já formado, eu achava fundamental estudar agricultura e não havia no currículo nenhuma matéria dedicada a isso. Então, como eu era economista, dentro da assistência acabei dedicando-me muito a essa matéria, Estudo das Organizações Econômicas. Mas, o que eu dava mesmo era reforma agrária, teorias do Caio Prado, argumentos pró e contra, toda a história do desenvolvimento econômico brasileiro sob o ângulo da agricultura. Além disso, só uma curiosidade, mas é interessante, quando eu já estava no segundo ano de assistência, acabaram me designando para lecionar Psicologia. Eu nunca tinha tido esta matéria, não fazia parte do currículo, mas considerou-se necessário que houvesse um curso de Psicologia, porque havia Administração e para a Administração ela era importante. E acabou caindo para mim, então eu dei aula de Psicologia, sem nunca ter tido. Eu tirava livros, lia e depois dava as aulas. Aprendi muito de Psicologia. Quanto os alunos aprenderam eu não sei, mas eu aprendi muito. Isso foi no começo na década de 60.

Nesse período, as idéias da CEPAL eram muito importantes. O Prof. Dorival Teixeira Vieira, que era mais liberal, tinha um certo choque com essas idéias, ele era absolutamente monetarista. Ele era formado em Ciências Sociais, e tem uma tese de doutoramento sobre a história monetária brasileira, que eu uso no meu curso ainda hoje, e que confronto com a de Carlos Manuel Peláez e Wilson Suzigan, que são keynesianos, inteiramente keynesianos. Então, eu faço os alunos lerem certos capítulos do Prof. Dorival e desses professores, para eles perceberem como a mesma história pode ser interpretada de forma totalmente oposta,

principalmente o Encilhamento. Para o Prof. Dorival Teixeira Vieira, aquilo foi uma coisa escandalosa, enquanto que do ponto de vista do Peláez e do Suzigan, não. Ele são claramente cepalinos, keynesianos e me identifico muito com eles. São bons trabalhos, com orientações totalmente diferentes. Então, eu acho ótimo, para os alunos treinarem a cabeça um pouco, para que vejam como é que os mesmos fatos podem ser interpretados de uma forma muito diferente, e como estas diferentes interpretações correspondem também a interesses. Não só a idéias e valores, mas também a interesses.

É deste período o meu artigo, publicado em 63, de certa forma crítico daquela visão estagnacionista da CEPAL, acerca da crise econômica do início dos anos sessenta, portanto, bem anterior ao trabalho da Conceição Tavares, escrito junto com o Serra, que só viria a aparecer no início dos anos 70. Eu escrevi esse artigo em 63, tentando dizer que estávamos realmente numa crise, isso era visível, mas que era uma crise conjuntural e que, sem nenhuma mudança estrutural, provavelmente sairíamos dela. A crise se esgota, tem pontos de estrangulamento que impedem que a economia continue, mas depois de algum programa de estabilização, porque havia o problema inflacionário, provavelmente a economia se recuperaria. Esta tese causou muita crítica do lado da esquerda, que dizia que o Brasil estava condenado a uma total decadência econômica se não se fizesse a reforma agrária. O raciocínio todo era o seguinte: a única forma de se desenvolver era a partir do mercado interno com substituição de importações, mas que, dada a extrema concentração da propriedade fundiária, sendo o País ainda basicamente agrícola, simplesmente o mercado interno não seria suficiente para permitir um processo continuado de desenvolvimento. E meu artigo estava dizendo que não era isso e que, por volta de 67/68, a economia poderia voltar a crescer. Por coincidência, isto, de fato, ocorreu, muito embora eu não pretenda ter sido profeta. Acertei no sentido de perceber que se tratava de uma crise conjuntural e não mais do que isso. Aí vieram críticas, por um lado do pessoal da CEPAL, e também do próprio pensamento de esquerda. Houve uma crítica do Coelho, que escreveu sob um pseudônimo, Tavares, se não me engano, pelo Partido Comunista. A polêmica se deu na *Revista de Civilização Brasileira*, que era uma revista de bom calibre acadêmico. Eu publiquei o artigo, e no outro número houve uma crítica. Depois, escrevi um artigo de resposta à crítica, que não aceitaram publicar e que eu acabei incluindo no meu primeiro livro, *Desenvolvimento e Crise*. Lá está a resposta que não consegui publicar.

3 Primeiro afastamento da USP

Esse período efervescente tem um desfecho trágico em 64. Isso mudou o ambiente dentro da Faculdade, a ponto de eu ter que sair. Foi o meu primeiro afastamento da USP. O Prof.

Mário Vargas Vieira da Cunha, depois que reassumiu a cadeira, já tinha tempo de se aposentar. Porém, não se aposentava porque queria deixar a cadeira para mim. O Prof. Juarez Brandão Lopes, que estava antes de mim, foi para a Faculdade de Arquitetura. Os assistentes que ficaram foram eu e a Prof.^a Lenina Pomeranz. A Prof.^a Lenina estava na Polônia com uma bolsa, então fiquei eu. Para que eu assumisse a cátedra, depois que o Prof. Mário se aposentasse, eu precisaria fazer o doutoramento. Então, estas eram as circunstâncias: eu estava inscrito para o doutoramento, o Prof. Mário estava fora do Brasil, não tinha voltado ainda, e o seu substituto era o Delfim, que já era catedrático. Por isso, o Delfim tornou-se meu catedrático e meu orientador. Inclusive, pedi que ele me orientasse e ele aceitou. Eu ia fazer a tese sobre desenvolvimento econômico.

Com o golpe militar, a situação mudou politicamente dentro da Universidade e dentro da Faculdade. O que eu fiquei sabendo, por intermédio do Prof. Mário, foi que, segundo o Delfim, não haveria a menor chance de eu ficar com a sua cadeira porque eu não iria fazer o doutoramento. Aí o Prof. Mário desistiu de esperar e se aposentou. Então, o Prof. Mário Wagner sugeriu que eu me demitisse: “Olha, você deve se demitir porque o seu cargo é um cargo de confiança do catedrático. Como você não vai poder ficar com a cadeira, quem ficar com ela não vai querer que você fique e até eticamente é melhor que você se demita do que esperar ser demitido.” Ele disse a mesma coisa para os pais da Prof.^a Lenina, que eram os seus procuradores no Brasil. Então nós nos demitimos, tecnicamente não fomos propriamente afastados, mas obviamente nos demitimos forçados. Eu me demiti e os pais da Lenina demitiram. O que foi uma coisa muito estranha porque, como ela tinha bolsa, não poderia se demitir. Ela tinha obrigação de dar aula pelo dobro do período que ficou afastada com vencimentos. Então, quando ela voltou mais tarde, com a anistia, acusaram-na de não ter cumprido o contrato. E ela disse: eu quero dar aula, me obriguem e eu dou com muito prazer. Depois, ela acabou voltando para a Faculdade.

4 Volta ao mercado de trabalho

Eu sai da Faculdade e fui trabalhar na Hidroservice com o famoso Henri Maksoud. Maksoud criou uma imensa empresa que, na época, era a maior consultoria do mundo, em termos de tamanho. Uma consultoria que fazia estudos principalmente sobre sistemas hídricos e que tinha conseguido grandes contratos. Eu atendi a um anúncio de jornal. Fui lá, não disse quem era nem o que fazia, um desconhecido. Ele me aceitou, apesar de termos idéias diferentes, e encarregou-me de criar um departamento de planejamento. O crescimento da

consultoria era maluco, entraram 200 pessoas e um ano depois havia mil. Comecei então a recrutar agrônomos, engenheiros, economistas, porque tínhamos grandes projetos, inclusive um projeto de desenvolvimento hídrico do alto Tietê, que abrange toda a área da Grande São Paulo, desenvolvimento integrado dos recursos hídricos para a navegação, para abastecimento de água, para a geração de energia elétrica. Comecei a encontrar um monte de gente qualificada, com experiências as mais diversas, à disposição. E eu não percebia o que estava acontecendo. Compreendi anos depois. É que São Paulo tinha sido muito menos atingido pelas arbitrariedades da perseguição política, a partir do golpe de 64. Então, as pessoas com alguma atuação política mais pública, mais expostas à perseguição, vinham para São Paulo, desde gaúchos até nordestinos. O Maksoud foi ótimo, porque ele não queria saber qual era a orientação política dessas pessoas. Deste modo, ele conseguiu uma mão-de-obra de excelente qualidade sem ter que despender muito tempo para formá-la.

Neste período, obtive o meu doutorado. Como afirmei acima, por causa do golpe militar o Delfim descartou a possibilidade de eu assumir uma cadeira na Faculdade. Bem, quando eu saí, obviamente deixei a pós-graduação. Fui trabalhar, mas ainda como professor comecei a trabalhar com o Florestan Fernandes. Na época, ele havia criado um centro chamado Centro de Sociologia do Trabalho (CESIT). Ele tinha recebido recursos para fazer uma pesquisa sobre os obstáculos não-econômicos ao desenvolvimento econômico. No fundo, o que ele queria estudar era a desigualdade regional no Brasil. Sua hipótese era de que essa desigualdade regional, ou seja, o grande avanço de São Paulo *versus* o atraso do Nordeste, deveria ter razões de caráter mais sociológico do que propriamente econômico. Ele queria um economista para fazer um estudo do desenvolvimento de uma série de cidades brasileiras para isolar os aspectos econômicos. E eu fui indicado. Eu era amigo dos assistentes dele: Fernando Henrique e Octávio Ianni. Então ele me contratou e me deu cinco cidades para estudar: São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Blumenau e Porto Alegre. Ele escolheu bem as cidades. Eu deveria fazer um bom estudo das razões, dos fatores propriamente econômicos que explicam o desenvolvimento tão diferente dessas cidades brasileiras. Levei três anos fazendo esse estudo, principalmente porque estava fora da Faculdade. Fui às cidades, levantei material. Aprendi muito com isso. Como o estudo compreendia tantas cidades, acabei produzindo uma teoria da desigualdade regional no Brasil, bem econômica, que foi o que ele pediu. Quando apresentei o último relatório, ele me disse que estava muito interessante e perguntou-me se não queria transformar o material numa tese. Achei ótimo. Sob sua orientação, em poucos meses escrevi uma introdução, conclusões, reunimos os cinco ensaios, derivados dos cinco relatórios originais da pesquisa, e isso virou minha tese de doutoramento, que defendi, em 1966, na Faculdade de Filosofia na cadeira de Sociologia I.

5 Primeira volta à USP

Fiquei na Hidroservice de 64 a 66. Alguns anos mais tarde, a Prof.^a Lenina Pomeranz também dirigiu o departamento de planejamento da Hidroservice, após voltar da Rússia com o seu doutoramento. Aliás, eu e a Prof.^a Lenina tivemos carreiras muito paralelas. Mas aí surgiu uma oportunidade de trabalhar na Faculdade de Saúde Pública. A Prof.^a Elza Berquó era professora catedrática de estatística na Faculdade de Saúde Pública que, na época, chamava-se Faculdade de Higiene e Saúde Pública. Ela havia criado um Centro de Estudos de Dinâmica Populacional (Cedip). A Demografia era uma nova disciplina que não tinha ainda formalização, nem profissional e nem acadêmica. Não havia Departamento de Demografia, nem disciplinas. Ela resolveu então recrutar um conjunto de professores de diferentes áreas. Eu fui como economista, Cândido Procópio Ferreira de Camargo como sociólogo e o João Yunes, que depois foi secretário da Saúde do governador Montoro, era o médico da equipe. E a equipe toda recebeu bolsa da Organização Mundial da Saúde para estudar demografia no exterior. Eu já havia feito o doutorado e acabei então fazendo um Pós-Doctor, em Princeton. Fui para lá em 66. Defendi a tese de doutorado em agosto e em setembro já embarquei, quer dizer, fiquei até poder defender a tese, e como logo a seguir começava o ano acadêmico em Princeton, fui para lá, onde passei um ano, estudando demografia. Fiz um ótimo curso de pós-graduação em demografia.

Nesse período, havia vários campos de pesquisa surgindo, daí toda essa dinâmica de alguém começar e ir desbravando esses novos campos. Demografia mesmo, nem na área de História era muito desenvolvido. Esses temas começaram aí, a partir da década de 60. Para ser mais exato, toda essa preocupação com a dinâmica demográfica tem início com o trabalho de padronização dos censos demográficos decenais da ONU. Quer dizer, os censos passam a ser feitos nos anos terminados em zero, em 50, em 60, em 70, em 80. Antes não era assim: cada país fazia o censo de acordo com o seu próprio método. Agora passavam a ser homogêneos e decenais. Isso permitiu avaliar, fazer estudos demográficos que nunca puderam ser feitos antes. De repente tem-se, para o mesmo ano, 1950, dados atualizados, com a mesma metodologia de todos os continentes. Isso permitiu um avanço fantástico dos estudos demográficos. Esse avanço se dá em 60, na verdade, porque é o segundo censo. Tem-se que ter dois censos para começar a fazer as análises da dinâmica da fecundidade, da mortalidade, enfim, da dinâmica populacional. Resultado: conhecidos os dados do Censo de 60, estoura uma onda malthusiana ou neomalthusiana. Por que? Porque se descobre que os países em desenvolvimento, como o Brasil, estão com um enorme crescimento demográfico, ou seja, o desenvolvimento permite uma dramática redução da mortalidade e não afeta muito a fecundidade. Então, tem-se fecundidade extremamente elevada que, antes, era anulada por uma mortalidade igualmente elevada, mas que, agora, cai por efeito de antibióticos e coisas

dessa natureza. Como resultado, tem-se populações que dobram a cada 23 anos. Nós tínhamos crescimento de 3% ao ano, que dá 100% de crescimento em 23 anos, taxa geométrica. Isso criou uma onda de pavor, quer dizer, o mundo iria estourar. Era a chamada explosão populacional. Havia muita verba para financiar estudos demográficos. Em parte, eu fui para a demografia porque havia verba para isso, havia demanda, interesse prático para planejamento demográfico. Este é um fato muito importante. Embora a demografia não deixe de ser uma ciência, ela tem um uso ideológico malthusiano terrível, quer dizer, os pobres são culpados de sua pobreza porque eles têm muitos filhos. Eu fui para lá tentar lutar contra isso. Éramos o único Centro Demográfico, naquele momento, financiado pela Organização Mundial de Saúde, ou Organização Panamericana de Saúde, que era ligada à Organização Mundial, com uma postura antineomalthusiana. Para eles, isso é importante, ou seja, ter diálogo, mesmo que fossem adversários, porque depois de estudar demografia nós estávamos em condições relativamente iguais. Os argumentos, as análises estatísticas eram os mesmos, estávamos, no fundo, com os mesmos fatos na mão. Meu professor foi o Prof. Ansley Coale, que é realmente um dos grandes demógrafos do século XX, porém totalmente malthusiano. Ele tinha escrito um livro, tomando por base o México e a Índia, para demonstrar como esses países jamais poderiam desenvolver-se enquanto tivessem tantos filhos porque não havia poupança e, portanto, não haveria capital. Quando tomei o curso com ele, eu disse que queria fazer um trabalho sobre população e desenvolvimento. Não precisa, disse-me ele, acabei de escrever um, leia. Respondi que já o tinha lido, mas que não estava de acordo. Ele foi elegantíssimo e disse: “Olha, tudo bem, faça o seu trabalho.” Fiz e deixei o trabalho lá, em inglês. Ele veio depois ao Brasil, já havia aprovado, mas disse: ”Só agora no avião que eu li de fato seu trabalho, *very scholar*, erudito, mas eu não entendi nada.” Bem, na verdade, era um trabalho meio marxista.

Quando voltei, tornei-me professor da Faculdade de Higiene e Saúde Pública, de Demografia Econômica, pode-se dizer. A minha tese de Livre Docência, que se chama Desenvolvimento e Dinâmica Populacional, é um estudo exatamente da relação entre dinâmica populacional e desenvolvimento econômico. Ela deriva daquele trabalho de curso em Princeton. Quando voltei ao Brasil, passei para o português, ampliei um pouco e apresentei como tese de Livre Docência, em 68, na Faculdade de Higiene. Tornei-me livre docente em demografia.

6 Segundo afastamento da USP: a criação do CEBRAP

Em dezembro de 68, houve o AI-5, e a partir dele todo o fechamento político do País, o fechamento do Congresso por causa da recusa da maioria de cassar o mandato de Márcio

Moreira Alves, e o expurgo na Universidade. Assim, em abril de 69, nós todos fomos aposentados, desde o meu orientador, que foi o Florestan Fernandes, até a minha catedrática, naquela momento, que era a Elza Berquó. Todos os meus amigos e companheiros, Octávio Ianni, Fernando Henrique, Arthur Giannotti fomos aposentados entre os dias 23 e 30 de abril de 69. Nós sabíamos que íamos ser aposentados. Quando houve o AI-5, eu mandei contar meu tempo de serviço. E outros também, quer dizer, não havia dúvidas de que seríamos expurgados. Começamos, pois, a nos preparar para isso, não queríamos ir para o exterior. Queríamos permanecer no Brasil para continuar nossas atividades de pesquisa, tínhamos trabalhos em andamento que achávamos importante. Então, criamos o CEBRAP (Centro Brasileiro de Análise e Planejamento), alguns meses depois da aposentadoria. Foram aposentadas dezenas de pessoas, setenta ou oitenta, em todas as Universidades, não só em São Paulo. Mas um grupo de São Paulo, especificamente, tinha ligações com a Fundação Ford, nós, da Saúde Pública, tínhamos uma grande pesquisa sobre fecundidade humana, financiada pela Fundação Ford. Portanto, havia motivos para a Ford continuar financiando nosso trabalho fora da Universidade, porque já havia investido um bom dinheiro na aplicação de questionários etc. Mas além desse motivo havia o desejo da direção dessa Fundação de apoiar os professores excluídos da Universidade, dando-lhes condições de permanecer no País. Foi com o apoio da Fundação Ford que criamos o CEBRAP, que existe até hoje. Eu voltei à minha experiência multidisciplinar do estudo de *O Capital*, quer dizer, o núcleo do grupo do CEBRAP era o grupo que, há dez anos, vinha estudando *O Capital*. Não era bem o mesmo grupo, mas os antigos companheiros, o Giannotti, Octávio Ianni, Fernando Henrique, Juarez Brandão Lopes (que aderiu ao grupo mais tarde) e eu éramos, de certa forma, o núcleo que mais se conhecia no CEBRAP. Outros que também se juntaram foram Cândido Procópio e Elza Berquó e ficou uma organização bem maior. Chico de Oliveira nunca participou do grupo do *Capital*, não foi fundador, mas veio pouco depois para a organização. De certa forma, ele é quem continua nessa veia mais marxista de análise. Ele escreveu um texto, que depois se tornou um livro muito lido: *Crítica à Razão Dualista* em 72. Ao mesmo tempo eu escrevi *O Milagre Brasileiro: Causas e Conseqüências*, que foi o ponto de partida para uma coletânea que publiquei sob o título *A Crise do Milagre*. Os dois textos foram estimulados pelo trabalho da Conceição Tavares e do José Serra: *Para Além da Estagnação*. Em 72, não nos conhecíamos. A Conceição veio, de volta do Chile, e foi parar no CEBRAP. Trouxe com ela esse trabalho, que é uma crítica ao Celso Furtado, crítica muito gentil, mostrando que o Celso estava errado quando imaginou que o Brasil jamais se industrializaria, porque as reformas de base pelas quais ele tinha se empenhado os militares não iriam realizar e sem elas o desenvolvimento seria impossível. E já estávamos em pleno milagre econômico. Então, a Conceição e o Serra tentaram explicar como foi possível o milagre econômico sem as reformas de base. Isso os obrigou a reformular tudo. Nós fizemos seminários sobre isso. O Chico

escreveu seu texto do ângulo mais das desigualdades regionais. Este trabalho foi a base da *A Economia Brasileira: Crítica à Razão Dualista*.

Nós tínhamos uma instituição no CEBRAP, análoga à dos nossos seminários às quintas-feiras na Faculdade de Economia, que lá se chamavam “mesões”. Era uma coisa muito boa: cada um dos nossos trabalhos era realmente lido e criticado pelos demais. Dessa forma, você tinha a oportunidade de ter o crivo de uma crítica de muito bom nível, e de boa vontade também porque não eram críticas destrutivas. Esse trabalho coletivo foi uma das coisas boas do CEBRAP. Havia, porém, um obstáculo na hora de produzir, escrever esses trabalhos, que era a censura. Particularmente depois do AI-5 houve alguns anos de repressão, de censura prévia, que foram muito duros. E nós não tínhamos nenhuma defesa, o regime militar fechava as coisas mais simples do mundo. Durante os primeiros anos do CEBRAP simplesmente não publicávamos. Levamos anos para adquirir coragem para começar a publicar o que chamávamos de *Cadernos*, que eram os cadernos de discussão interna. Depois esses *Cadernos* foram usados amplamente em todas as Universidades. Nós acabamos influenciando mais a Universidade brasileira fora dela do que se cada um de nós estivesse num de seus Departamentos. Na realidade, a censura nos obrigava a uma disciplina mental muito forte, porque você não podia recorrer à retórica. Se você caísse na retórica, certamente os censores vetariam o que você estava escrevendo. Nós escrevíamos muito no *Opinião*, depois no *Movimento*. Eram “publicações malditas”, ou seja, de oposição, e muito visadas pela censura. Então, o que é que acontecia? Os censores não entendiam o conteúdo do que a gente escrevia, mas sabiam reconhecer a fraseologia, o jargão. Se você usasse fraseologia de esquerda, aquilo não saía. Você era obrigado a escrever numa linguagem muito neutra, dizendo as coisas pelo conteúdo e não pela forma. Foi muito bom, eu diria que foi uma experiência interessante. Depois que a censura acabou, houve uma explosão de fraseologia, de retórica, muitas vezes em detrimento do conteúdo. No período repressivo, você tinha que se ater ao conteúdo e não simplesmente usar uma palavra, um chavão, que, muitas vezes, oculta a fragilidade do seu raciocínio.

De qualquer forma era um trabalho ter que escrever com um censor interno sobre a sua nuca. Um caso muito engraçado que ficou na minha memória ocorreu quando eu já escrevia para o *Movimento*. Eles me pediram um artigo e eu escrevi algo, se não me engano, sobre a questão agrária e a censura cortou. Deram-me o artigo, eu mudei algumas coisas, voltou para a censura e ela cortou de novo. Isso ocorreu várias vezes: eles cortando e a redação mudando. Até que finalmente foi aceito. Mas aí assinaram o artigo como Paulo Vigorelli, outra marca de máquina de costura, porque eles achavam que não era mais o meu artigo. Foram modificações de forma, o conteúdo era o mesmo.

Na época do CEBRAP, eu publiquei muita coisa, tive uma produção muito grande, foi uma época na qual eu me interessei principalmente pelo problema do setor terciário. De repente, ficou claro que não só o Brasil, mas o mundo inteiro, estava caminhando para uma transformação econômica extremamente importante e que era a predominância dos serviços, tanto na formação do PIB como na composição da força de trabalho. A indústria que, por suposto, era a grande empregadora, não o era. Estava havendo um grande crescimento da produtividade do trabalho e isso estava desempregando. Na verdade, havia uma enorme expansão de todo tipo de serviço, serviço do bem-estar social, da educação, previdência e muitos outros serviços. Então começaram a surgir análises sobre quais seriam as implicações sociais, econômicas, políticas dessa transformação da economia numa economia de serviços. Eu me interessei por esse tema que, por sua vez, relacionava-se à discussão marxista sobre trabalho produtivo e improdutivo. Era uma coisa interessante. Então eu escrevi sobre essa questão teórica, tentando mostrar que a maior parte do trabalho na linha de serviços não era improdutivo, que o fato de não gerar produto material era irrelevante. Se um Trabalho é ou não produtivo tinha a ver com a satisfação das necessidades humanas. Havia uma visão rasteirinha de que o trabalho que não produz algo tangível não é produtivo. Essa era a visão que levou a uma distorção trágica na União Soviética, levou ao subdimensionamento de todos os serviços, pois estes eram vistos como improdutivos. Por exemplo, não havia loja suficiente, o que resultava naquelas filas fantásticas. Produzir era importante, quer dizer, plantar, colher, transformar, embalar tudo isso era produtivo. Na hora de tirar da prateleira e dar para alguém, isso não era produtivo. Escrevi um trabalho, “Trabalho Produtivo e Excedente”, que foi publicado no primeiro número da *Revista de Economia Política*, em 1981, especificamente sobre isso, e mais tarde interessei-me em aplicar essas idéias ao serviço de saúde. Formei, então, uma equipe interdisciplinar, com o médico Oswaldo Campos e a economista Elizabeth M. De Oliveira (que era então minha assistente no CEBRAP), e escrevemos um livro chamado *Prevenir e Curar*, que é uma análise do serviço de saúde. Eu queria fazer uma análise econômica do seguinte: há alguma metodologia que nos possa indicar que aplicar 1 real em serviço de saúde produz mais ou menos saúde para a população do que aplicar 1 real em nutrição ou em outras coisas que também são importantes para a saúde da população? O que é prevenir e curar? Fui aprofundar-me na literatura sobre o serviço de saúde propriamente. Há toda uma literatura crítica sobre isso. Descobri, então, que o serviço de saúde, na verdade, causa as doenças. Essa é uma das coisas mais importantes, porque a definição do que é saúde e do que é doença depende dos médicos. Uma população que se julga sã pode se transformar numa população doente se o serviço médico, que não havia, chega lá e começa a diagnosticar as pessoas como sendo doentes. Então, você não tem mais uma coisa objetiva. O que eu queria era saber se a presença de um médico, o gasto com ele, reduz a morbidade e a mortalidade. Mas, na verdade, muitas vezes a chegada do médico aumenta a morbidade, pois esta começa a ser reconhecida, há inclusive uma medicalização das patologias sociais. No

fundo, o que é doença? O que é um comportamento patológico? Descobri que a Organização Mundial de Saúde define a situação de saúde como sendo de felicidade. A definição de saúde oficial, internacionalmente reconhecida, que dá para defender, é uma situação de pleno bem-estar. Se você tem algum problema é porque o seu bem-estar está afetado. Se você está infeliz, você não tem saúde, mesmo que todos os seus órgãos estejam funcionando. Mas, então, qual é o limite? Você começa a encontrar doenças nos indivíduos que roubam, que matam, que são ciumentos. De repente, a medicina começa a colidir com a polícia, ela é invasiva, a tendência da medicina é englobar todas essas patologias.

Produzimos um livro muito interessante, *Prevenir e Curar*, que é uma crítica ao serviço de saúde. Fizemos uma história do serviço de saúde no Brasil. Posteriormente, dei um curso no INCOR, aos médicos, sobre nosso livro, tentando convencê-los disso. Descobri que alguns deles têm uma visão muito mais crítica do que eu.

7 Segunda volta à USP

A minha volta à USP foi uma coisa fantástica porque houve um forte movimento para nós voltarmos. A anistia ainda não era total. Nós éramos autorizados a voltar caso houvesse um convite por parte da Universidade. Se não houvesse convite, nós não poderíamos voltar. Eu tive a sorte de ser convidado pela Faculdade de Saúde Pública e pela Faculdade de Economia. Eu pude optar e resolvi optar pela minha Faculdade de Economia, onde eu me formei, porque eu sou economista, e eu fiz bem, fui feliz nisso. A força que foi feita para o Fernando Henrique voltar, para o Florestan Fernandes voltar, para o Octávio Ianni voltar foi comovente. E eles não voltaram, se recusaram. O Fernando disse que estava cansado de dar aulas. Nessa altura da vida, ele já era suplente de senador. Depois que o Montoro foi eleito governador, ele assumiu a sua cadeira no Senado, quer dizer, ele já estava mais voltado para a política. Eu estava no outro extremo, eu queria dar aula. Os dois que voltaram com gana de dar aula fomos o Giannotti e eu. Eu já estava dando aula na PUC, voltei para a USP. O Florestan não voltou por razões dele. Todos os seus discípulos, todos os seus assistentes estavam na USP e a USP tinha adoração pelo Florestan, e ele foi para a PUC, mais tarde foi eleito deputado. Era uma grande figura o Florestan, mas tinha lá suas idiossincrasias. Pediram quase com lágrimas para ele voltar, ele era um ídolo, ele era a Sociologia. A grande sociologia da USP era Florestan Fernandes. É muito difícil explicar o motivo de ele não ter voltado. Mas não voltou, nem ele, nem o Fernando Henrique, nem o Octávio Ianni. O Octávio Ianni não aceitou, foi para a PUC, depois para a UNICAMP. Eles iam para qualquer lugar menos para a USP. Não sei bem por quê. Eu tenho a impressão que eles se sentiam como se não tivessem mais lugar na USP, dada toda aquela história dos expurgos que ocorreu dentro da USP.

Eu optei pela USP e fui muito bem recebido. Fiquei amigo da Prof.^a Diva Pinho, que eu não conhecia. A Diva era chefe do Departamento, ficamos amigos na hora. Comecei a dar aula, os alunos queriam que eu desse aula, eu me senti muito bem. Eu voltei em 80, com a anistia, e comecei a dar aulas em 81. Nessa época, o Departamento era enorme, tinha cento e tantos professores. Um Departamento daquele tamanho não tem problema de lugar, sempre tinha lugar para muita gente, você se perde lá dentro, eu não conhecia os colegas. Mas o que eu adorei foi o fato de que meu programa de Introdução à Economia, que eu havia elaborado na PUC, tinha sido adotado na USP. Isso me deixou muito feliz e eu senti um curso aberto, democrático em que as divergências eram bem aceitas. Havia alunos que eu tinha criticado, como o ex-presidente do Banco Central, Affonso Celso, e outros professores que tinham sido meus alunos antes, mas me dei muito bem com todos eles.

Aliás, sempre que tenho oportunidade, trato de desfazer essa imagem de que o curso da USP é monolítico ou de direita porque isso é falso, assim como é falso dizer o contrário, que é uma escola de esquerda. Uma comparação que eu costumo fazer é com a UNICAMP. Eu acho a UNICAMP muito mais homogênea que a USP, o curso é mais monolítico, o que é uma pena para a UNICAMP. Há uma orientação lá. Eu prefiro que não haja uma orientação única, acho mais democrático, eu tiro dúvidas sobre minhas incertezas, eu gosto de ser checado, isso é bom. Na minha opinião, o nosso Departamento de Economia da USP tem conflitos, eu tive alguns, de ordem política, quando candidataram-me a Diretor da Faculdade. Mas isto não transbordou para o plano pessoal. Em outros departamentos esses choques, essas inimizades, são muito mais profundas, chegando ao ponto de as pessoas não se falarem. Eu fico feliz. Eu diria que a pluralidade é maior hoje porque há muito mais variedade.

8 Uma lição de vida: interdisciplinaridade e pluralismo

Ao contar esta minha trajetória, eu estou querendo dizer que saía e voltava da economia porque eu nunca me conformei em fazer economia estrita, restringir-me a algum modelo econômico. Eu tentei entender economia como uma parte das ciências humanas. Fiz pesquisas em desenvolvimento regional, demografia, saúde, serviços, mas sempre com um traço de economia, sempre. Eu nunca deixei de ser economista. Continuo me interessando por outras áreas, mas nunca abandonei a economia. Hoje, a minha posição é a de que a economia não é uma ciência, é uma disciplina importantíssima, mas que tem que se completar com a política, no mínimo, e, provavelmente, com a sociologia, com a antropologia, todas as ciências do homem.

Há uma visão muito específica de economia, que eu ligo à escola neoclássica e que pensa a economia como mecânica pura. Então, você pode ter modelos sem nenhum laço com a realidade. Você desenvolve o modelo, e ele passa, se não contém inconsistências lógicas, a fazer parte da ciência. Lembra-me um famoso artigo sobre “as caixas vazias”, ou seja, você aprende teorias que você guarda em caixas para quando precisar delas. Depois, na hora de enfrentar problemas, você vai abrir as caixas e percebe que estão vazias. O que significa que muitos modelos não têm qualquer aplicação e que para resolver problemas reais não há teorias. Minha visão de economista é muito mais empírica, muito mais ligada à história, à realidade concreta.

Quanto ao uso da matemática, eu acho que é um exagero trabalhar só com modelos. A matemática é uma linguagem que é útil. Sou especialmente muito apreciador de econometria; eu acho que é uma forma boa de você checar teorias, tentar ver em que medida a realidade estatística, a realidade mensurável e empírica confirma ou não as suas proposições. Agora, trabalhar exclusivamente de forma matemática empobrece demais, a meu ver. Não é um problema de forma, porque você, ao dar uma aparente precisão, perde uma riqueza. Eu me lembro sempre de um curso que tive sobre teorias do desenvolvimento com o Delfim, que, aliás, é um magnífico professor. Fui aluno dele de graduação e de pós. Na pós, ele deu Adam Smith, Ricardo e Marx, inteiramente sob a forma de equações, algo que eu nunca tinha visto. Naquele momento, aquilo me entusiasmou porque ele conseguia transformar toda aquela riqueza de idéias em “mais e menos” Depois de algum tempo, quando comecei a dar aula, percebi que isso, para o aluno que nunca leu o autor no original, é um empobrecimento brutal. Você reduz uma proposta, que é muito ambígua, numa coisa linear, lógica, fácil de memorizar e ...falsa.

Eu tive um momento de encanto pela formalização matemática, muito inspirado no volume II do *O Capital*, nos seus esquemas da reprodução. Marx pegou o *Tableau Économique* de Quesnay, deu uma reinterpretação, e aquilo, digamos, é a base da macroeconomia. Marx desenvolveu ali uma teoria da procura efetiva. Keynes deu uma outra forma e Kalecki uma terceira. Aliás, eu tenho um livro sobre a teoria do emprego no qual eu tentava trabalhar com modos de produção diferentes, que eu formalizei matematicamente. Então, tem lá umas equações e aquilo me encantava porque eram semelhantes aos esquemas de reprodução do Marx. Hoje em dia não o faria dessa forma. O que eu fazia era transformar todos os conceitos em linguagem matemática; no fundo, era apenas isso. Não acrescentava nada. Muitos anos mais tarde, depois de ter feito isso e abandonado, percebi que, no meu modo de trabalho, toda a parte de formalização matemática era uma excrescência. Encontrei um livro, que eu

acho muito importante, uma imensa contribuição, *Regulação e Crise do Capitalismo* de Michel Aglietta, sobre os Estados Unidos. Quando li o livro, eu dei um curso inteiro na pós-graduação só sobre o Aglietta. Eu não tinha noção de que aquilo estava iniciando a escola da regulação. Mas estudei com os alunos capítulo por capítulo, da mesma forma que eu tinha feito no grupo do *Capital*. E aí ficou claríssimo para mim que ele fez a mesma coisa que eu tinha feito dez anos antes. Ele passa o tempo todo formalizando aquelas equações. Se você esquece as equações, fica muito mais claro, elas não acrescentam nada. Tem um raciocínio que, aliás, é muito rico, sociológico, antropológico e econômico ao mesmo tempo. Toda a idéia da norma do consumo ligado à repartição é um lindo trabalho. Agora, a parte da formalização é uma excrescência. Em vez de tornar didático, só complica.

Sobre a minha visão atual do nosso curso, gostaria de contar uma passagem da minha vida. Na verdade, após a minha aposentadoria da USP, em 69, eu voltei a exercer o magistério na PUC. Isso foi em 77 Tornei-me professor e dois anos depois chefe do Departamento de Economia. Mas antes disso eu mudei completamente o curso de Economia na PUC. Isso vale a pena contar. Eu tinha certo renome quando me levaram para a PUC. Por isso, deram-me uma turma de quarto ano, para dar uma matéria que eu achava interessante, Economia Pública, na qual se discutia o papel Estado, a questão dos orçamentos, e assim por diante. Foi um dos piores cursos que dei na minha vida. Os alunos eram passivos, não havia nenhuma pergunta. Eu entrava na classe, começava a falar, perguntava se eles tinham alguma dúvida, se eles queriam discutir algo, nenhuma reação. Eu fiquei ultrafrustrado, depois de tantos anos sem dar aula, porque eu gosto de dar aulas e aula para mim é diálogo. E me queixei com os colegas e eles me disseram: “Olha, você não sabe o que a PUC faz com os alunos. Eles entram no maior entusiasmo, depois vão se cansando, vão ficando com enjôo, no fim eles aceitam qualquer coisa, você pode dizer o que quiser. A única coisa que eles querem é ir embora.” Pensei, alguma coisa está errada. Isso é um massacre, nós não queremos isso. Então pedi ao chefe do Departamento, Prof. Alfredo Fillelini, que me desse, por favor, os alunos que acabavam de entrar. Passei a lecionar Introdução à Economia e comecei a dar Adam Smith, Ricardo e fazer os alunos lerem os clássicos. E eles gostaram, havia um certo entusiasmo. Os outros professores começaram a me perguntar o que eu estava fazendo. Eu disse que não iria adotar nenhum manual, iria adotar os clássicos, eles são ótimos didatas. Os alunos vão estudar as obras fundamentais de Smith, Ricardo, Marx, Marshall, que eles nunca mais vão esquecer e que lhes fornecerão uma base não só de história de idéias, mas de conceito, de uma visão do que é economia. E os professores queriam fazer isso também, só que eles nunca tinham lido Adam Smith, nem Ricardo, nem Marx. Então, eu me propus a dar seminários para eles. Sábado, de manhã, eu me reunia com os colegas que davam Introdução à Economia e nós estudávamos juntos esses autores. Criou-se um novo programa que tinha essa particularidade, começava pelos clássicos. A USP adotou depois. Como afirmei acima, quando eu retornei à

USP, tive o prazer de encontrar o meu programa da PUC sendo usado. Estou contando essa história para dizer que o curso dado na USP é um bom curso pela sua pluralidade e, por isso, eu gosto dele. Tem professores neoclássicos, keynesianos, cepalinos, regulacionistas, marxistas. Eu acho que isso cria uma riqueza que é indispensável para os alunos.

Essa pluralidade é que eu imprimo nos meus cursos, como no caso de Moeda e Bancos que eu citei anteriormente. Nesse curso, eu dou a parte histórica da moeda desde a discussão de Max Weber, Marx até pedaços da história concreta de alguns países: Inglaterra, França, Estados Unidos e Brasil. Depois vem uma comparação entre Estados Unidos e Brasil, uma história monetária muito interessante, muito semelhante sob certos aspectos. Mas o fundamental é que eu dou tanto Friedman quanto Keynes. Eu tento mostrar para os alunos visões opostas, onde a minha visão não importa, embora diga que me filio mais a essa do que àquela. É fundamental que eles tenham oportunidade, na mesma matéria, de ver visões opostas. O que não é bom é que você tenha professores marxistas, professores neoclássicos, cada um dando em bloco uma visão monolítica.

Acho muito importante que o aluno aprenda muito cedo a estudar por conta própria; o autodidatismo é, no fundo, o segredo. A curiosidade, a capacidade de ir por conta própria e usar os professores e os colegas, também como um apoio, é essencial porque a ciência é uma obra coletiva. Nenhum de nós a faz sozinho. É um privilégio conseguir fazer ciência num ambiente rico e motivador e estimulante. Eu acho a USP, sinceramente, um lugar muito bom para isso. Quem está motivado tem toda a chance de fazer muita coisa. Fazer grupos de estudo, eu acho isso ótimo. Tenho estimulado o máximo que posso, como é o caso do projeto Controversa. Eu orientei vários dos seus grupos de estudo. Toda vez que me procuram aceito orientar, porque eu acho que isso é um método muito importante que se desenvolve muitas vezes fora da aula, no corredor, na interação entre os alunos.

A interdisciplinaridade e a pluralidade são extremamente importantes hoje para se analisar o atual momento da economia brasileira e apontar alternativas possíveis. Isto porque o sistema que tinha feito o País se desenvolver, com muitas distorções, mas que tinha feito o País se industrializar, se urbanizar, mais ou menos sob um comando estatal, e que com a restauração da democracia deveria ter sido democratizado, esse sistema foi demolido, sem que nada fosse criado no seu lugar. Hoje estamos carentes de políticas aplicadas, políticas industriais, políticas agrícolas, políticas científicas. Não temos nada disso no sentido de dar uma orientação e completar o processo de desenvolvimento que ficou pela metade. É isso que eu lamento, e acredito que nós vamos retomar isso em breve.

Orientação para Apresentação de Artigos

A revista ECONOMIA APLICADA é publicada trimestralmente nos meses de março, junho, setembro e dezembro. A revista considera de interesse textos inéditos cuja análise envolva originalidade e reflexão. Os artigos enviados para a revista ECONOMIA APLICADA serão submetidos ao seu corpo de pareceristas por meio do sistema *double blind review*, ou seja, durante o processo de avaliação não é(são) revelado(s) o(s) nome(s) do(s) autor(es) aos *referees*, nem os nomes destes ao(s) autor(es). O corpo de pareceristas é constituído por professores e pesquisadores da FEA-USP e de outras instituições, brasileiras e estrangeiras.

A revista, além de artigos, terá seções reservadas a *surveys*, comunicações, resenhas e à divulgação de pesquisas, dissertações, teses, palestras e resultados de encontros que sejam relevantes para uma melhor compreensão da economia. A revista terá, ademais, uma seção denominada *Como Eu Pesquiso*, em que serão apresentados depoimentos de professores e pesquisadores sobre suas atividades de pesquisa. Serão aceitos para publicação artigos em português, inglês, espanhol e francês.

Os artigos deverão obedecer ao seguinte padrão:

Extensão máxima de 25 páginas (página de 33 linhas e linha de 70 toques);

Apresentação de um resumo de, no máximo, 150 palavras e de 3 a 5 palavras-chave, ambos em inglês e português, JEL Classification em dois dígitos;

Notas colocadas no rodapé de cada página;

Simples referência de autoria colocada entre parênteses no próprio texto;

Especificação do(s) nome(s) completo(s) do autor(es) e de sua qualificação(ões) acadêmica(s) e profissional(is);

Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

As comunicações deverão ter, no máximo, 10 páginas, e as resenhas de livros não deverão exceder 3 páginas.

O autor deverá fornecer uma cópia impressa e uma cópia em disquete do texto em WORD 6.0 e das tabelas e dos gráficos em EXCEL.

Os arquivos de gráficos, tabelas e mapas deverão ser entregues nos formatos originais e separados do texto.

O autor receberá gratuitamente 5 exemplares do número da revista em que for publicado o seu trabalho, além de 10 separatas.



BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMIC

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Department of Economics and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation) of the School of Economics, Business Administration and Accounting of the University of São Paulo, Brazil.

This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM.

EDITOR:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

EDITORIAL BOARD:

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

Secretary: Rute Neves

Sales and Delivery: Maria de Jesus Antunes Soares

Editing: Eny Elza Ceotto (Portuguese)

Editorial Design: Sandra Vilas Boas

Mailing Address:

Revista de Economia Aplicada
 Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
 Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 - FEA II - Depart. de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-900
 Phone: (55-11) 3818-5867 e 3818-6072 • Fax (55-11) 3818-6073 • E-mail: revcap@usp.br • www.fipe.com/revcap

Subscriptions for Delivery Outside Brazil:

Individuals US\$ 80,00 Institutions - US\$ 100,00 (air mail included)

Annual subscription: 4 numbers

Individual issues can also be purchased at the above address.

Contents

PAPERS

- Business Cycles In a Small Open Brazilian Economy 455**
Fabio Kanczuk
- Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility? 471**
Sandro Canesso de Andrade, Benjamin Miranda Tabak
- The Impacts of Trade Liberalization on the Relative Labor Income in Brazil 491**
Ana Flávia Machado, Maurício Mesquita Moreira
- Labor Market Discrimination: An Analysis of Urban and Rural Sectors in Brazil 519**
Paulo R. A. Loureiro, Francisco Galvão Carneiro
- Two Classical Models of Monetary Economics 547**
Eleutério F. S. Prado
- Livestock Sector Tax Reductions: Who Wins? Who Loses? 569**
Emanuel Ornelas
- Reelection and Politics: A Study of the Effects of Reelection
on Public Expenditures 601**
Fernando B. Meneguín, Maurício S. Bugarin

HOW I DO RESEARCH

- The Trajectory of an Economist as a Social Scientist 623**
Paul Singer

PAPERS

Business Cycles In a Small Open Brazilian Economy

Fabio Kanczuk

Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility?

Sandro Canesso de Andrade, Benjamin Miranda Tabak

The Impacts of Trade Liberalization on the Relative Labor Income in Brazil

Ana Flávia Machado, Maurício Mesquita Moreira

Labor Market Discrimination: An Analysis of Urban and Rural Sectors in Brazil

Paulo R. A. Loureiro, Francisco Galvão Carneiro

Two Classical Models of Monetary Economics

Eleutério F. S. Prado

Livestock Sector Tax Reductions: Who Wins? Who Loses?

Emanuel Ornelas

Reelection and Politics: A Study of the Effects of Reelection on Public Expenditures

Fernando B. Meneguim, Maurício S. Bugarin

COMO EU PESQUISEI

The Trajectory of an Economist as a Social Scientist

Paul Singer