

ANÁLISE DO COMPONENTE TECNOLÓGICO NA DEMANDA DE TRABALHO: INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO 1985-1999

Natalia N. F. Batista¹

Jorge Paulo de Araújo²

Eduardo Pontual Ribeiro³

RESUMO

Este trabalho dimensiona o impacto das mudanças tecnológicas sob a demanda de mão-de-obra em 14 setores da indústria de transformação no Brasil para o período 1985-99. Mostramos como o componente tecnológico apresenta-se no problema de minimização dos custos da firma, mediante ligação entre a literatura econômica referente a mensuração da mudança tecnológica e aquela voltada à demanda de trabalho. Esta ligação é quase inexplorada na literatura. O resultado é um modelo empírico que permite isolar na tendência temporal os fatores técnicos, cujo comportamento define se uma mudança tecnológica é poupadora de trabalho, capital ou neutra. A escolha do Filtro de Kalman como instrumento de estimação de modelos estruturais de séries temporais possibilita que a tendência estocástica capte os efeitos de uma mudança tecnológica não-neutra sob a demanda de mão-de-obra. Os resultados obtidos demonstram que as alterações da técnica produtiva têm exercido influência negativa na quantidade de trabalho demandado. No entanto, os sinais encontrados para o período pós-real apontam que em alguns setores essa situação está sendo invertida.

Palavras-chave: demanda de trabalho, mudança tecnológica, Filtro de Kalman.

ABSTRACT

The aim of this work is to measure the impact of technological changes on labor demand in 14 sectors of Brazilian industry (1985-99). It shows how the technological component appears in the firm's cost minimization problem, by linking two different literatures: technological progress and labor demand. We isolate in the stochastic trend the technical factors, whose behavior indicates whether the technological change is neutral or labor/capital saving. The choice of Kalman Filter as instrument to estimate a structural time series model, makes it possible to capture (with the stochastic trend) the non neutral technological progress effects on labor demand. The results suggest that the change in production technique had a negative influence on manufacturing labor demand. However the signs found on the post-Real period indicate that this situation is being inverted in some segments of industry.

Key-words: labor demand, technological change, Kalman Filter.

-
1. Mestre em Economia da UFRGS/doutoranda IPE – USP, e-mail: <nbatista@usp.br>.
 2. Professor do Curso de Pós-Graduação de Economia da UFRGS, e-mail: <jorge@ppge.ufrgs.br>.
 3. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS e Pesquisador do CNPq, e-mail: <eribeiro@ufrgs.br>. Agradecemos os comentários de Pablo Fanzylber, Gustavo Gonzaga e Marcelo Portugal e aos pareceristas. Todos os erros são nossos.

INTRODUÇÃO

A queda contínua do nível de emprego industrial é uma característica marcante na economia brasileira durante a década de 90. Neste período, o índice de pessoal ocupado na produção da indústria de transformação caiu 44,73%, correspondendo a uma queda média de 6,31% ao ano. Este fenômeno tem sido extensamente analisado por diversos autores que chamaram a atenção de vários fatores que afetam a determinação do emprego na indústria: aumento do custo do trabalho em razão da elevada carga de contribuições sociais, o crescimento da produtividade da mão-de-obra e a possível ampliação dos ganhos de eficiência produtiva provocada por alterações tecnológicas poupadoras de trabalho.

A indústria brasileira vem passando por uma reformulação estrutural impulsionada principalmente pela abertura econômica. Alguns autores como Bonelli e Fonseca (1998) argumentam que a liberalização comercial representou o início da incorporação de novos paradigmas da reestruturação industrial, acarretando uma transformação nunca vista nos métodos de gestão e administração da indústria, além do avanço da utilização de tecnologias poupadoras de trabalho.

Neste artigo, procuramos captar os efeitos que essa mudança vem exercendo sobre o nível de mão-de-obra da indústria de transformação brasileira. Geralmente, os trabalhos que abordam a questão tecnológica na demanda de mão-de-obra o fazem pela inclusão de uma tendência temporal determinística. No entanto, nem sempre este método permite a caracterização de uma mudança técnica não neutra (seja ela poupadora de trabalho ou capital), comprometendo assim conclusões a respeito dos efeitos do progresso tecnológico sobre o nível de emprego.

Desse modo, incorporamos a dimensão tecnológica na demanda de trabalho, estabelecendo um vínculo entre a literatura econômica referente à mensuração da mudança técnica com aquela voltada para a determinação do nível de emprego. Isto foi possível mediante avaliação dos parâmetros da função de produção presentes na tendência temporal da equação de demanda de mão-de-obra. Vale dizer que caso a introdução da tendência temporal não fosse acompanhada da descrição da função de produção utilizada, que permite a avaliação da evolução temporal dos parâmetros técnicos, a conclusão quanto à natureza do viés tecnológico estaria comprometida.

Foi estimado um modelo estrutural de séries temporais por meio do Filtro de Kalman (FK). Esta metodologia econométrica flexibiliza a tendência temporal, facilitando a análise dos efeitos do progresso tecnológico não neutro na demanda de mão-de-obra. Com a aplicação do algoritmo do FK⁴, estimamos a demanda de trabalho para 14 setores da indústria de transformação entre 1985-1999, diferenciando os setores que acusaram mudanças poupadoras de mão-de-obra daqueles que pouparam capital.

Iniciamos o artigo com uma breve revisão da literatura brasileira direcionada à estimação da demanda de trabalho na indústria de transformação. A seção 3 apresenta a teoria da mudança tecnológica e a incorporação destes conceitos ao problema de otimização das firmas (realizado pela minimização de custos). Em Considerações Finais, a análise dos resultados obtidos está com um resumo das conclusões mais importantes do trabalho.

1 EVOLUÇÃO DA ANÁLISE DA DEMANDA DE TRABALHO NO BRASIL

O interesse pelo estudo da demanda de trabalho na indústria brasileira evoluiu de maneira considerável desde a década de 80. Observando o trabalho de vários autores, percebemos como o objetivo central transformou-se ao longo do tempo. Enquanto a maioria dos estudos da década de 80 – Calabi e Luque (1985), Chahad e Luque (1986), Bugarin (1989) e Pereira et al (1989) – preocupava-se com o comportamento da elasticidade emprego-produto ao longo dos ciclos econômicos, os trabalhos da década de 90 – Estevão (1991) e Gonzaga e Corseuil (1997) – enfatizam os custos de ajustamento da mão-de-obra.

Paralelamente aos objetivos de análise da elasticidade emprego-produto e do efeito dinâmico do custo de ajustamento do emprego, a questão do impacto das mudanças tecnológicas na demanda de trabalho sempre foi tratada de forma implícita mediante inclusão de uma tendência temporal determinística. Geralmente esta abordagem é vista, algumas vezes, muito mais como medida da nossa ignorância do que qualquer outra coisa (Harmermesh, 1993). A crítica a esse método é relevante,

4. Foi utilizado o programa Stamp.

pois afirma que estamos mensurando os efeitos da mudança tecnológica sobre o emprego sem na verdade definir seu conceito, e mais importante ainda, sem explicar como essa variável interfere na decisão de contratação/demissão das empresas.

Mesmo tendo como objetivo central a análise da relação emprego e produto entre a década de 70 e 80, os trabalhos de Bugarin (1989) e Pereira et al (1989) tratam a tendência temporal (t) presente na equação da demanda de trabalho estimada como *proxy* das mudanças tecnológicas ocorridas na indústria.⁵ Os dois autores partem da inversão de uma função de produção Cobb-Douglas para estimar o nível de mão-de-obra demandado pela indústria e comparam os métodos de estimação de Mínimo Quadrado Ordinário (MQO), o modelo estrutural de séries temporais mensurado, pelo algoritmo do Filtro de Kalman⁶ (FK). Mas note que o uso da forma Cobb-Douglas impõe que o progresso técnico seja neutro (Sato, 1970).

O trabalho de Pereira et al (1989) elaborou um cuidadoso tratamento com relação à variável utilizada para captar o progresso técnico como função do tempo. Os autores propuseram três formas de modelagem desta variável: as duas primeiras correspondem à inclusão de uma tendência temporal determinística (linear (t) e quadrática (t^2)) e a terceira trabalha com uma tendência linear local (permite que o progresso técnico varie ao longo do tempo – estimado pelo FK).

No entanto, ao mensurarmos o progresso tecnológico pela tendência temporal derivada da função de produção, estamos analisando somente uma relação técnica entre os fatores, sem necessariamente avaliar como o seu custo pode interferir na alocação ótima (a escolha da melhor combinação entre todo o conjunto de possibilidades técnicas). Desse modo, estimar a demanda de mão-de-obra mediante inversão da função de produção, como faz Bugarin (1989) e Pereira et al (1989), é um problema, pois neste caso ela não vem de um comportamento otimizador das firmas mas de uma relação puramente técnica. Além disso, temos também a necessidade de impor condições restritivas para tratar a questão de endogeneidade do produto.

5. Bugarin (1989) utiliza dados de jan./75 – jul./88 para a indústria paulista (Fiesp) e Pereira et al (1989) trabalha com dados da indústria nacional (IBGE) para o período jan./71 – dez./85.

6. O modelo estrutural de séries temporais é utilizado para captar parâmetros variáveis no tempo e ainda movimentos de variáveis não observadas. A descrição resumida deste método de estimação pode ser encontrada em Portugal (1993). Para metodologia completa ver Harvey (1989).

O presente artigo tem como objetivo central a análise dos efeitos do progresso tecnológico sobre a demanda de mão-de-obra na indústria. Para isso, é preciso caracterizar a variável referente à mudança técnica no processo de otimização da firma, que aqui será abordado por meio da minimização de custos. Mas antes da formalização da tecnologia na demanda de trabalho descreveremos os tipos de mudança tecnológica presentes na literatura econômica.

2 CARACTERIZAÇÃO DO PROGRESSO TECNOLÓGICO NA DEMANDA DE TRABALHO

Para utilizar a tendência temporal para captar o impacto do progresso tecnológico na demanda de trabalho da indústria é preciso apontar que definição de mudança tecnológica está sendo empregada. As três definições de mudanças tecnológicas neutras mais conhecidas na literatura são de Hicks (1935), Harrod (1942) e Solow (1969), e a diferenciação entre elas ocorre em razão de suposições sobre a forma funcional da função de produção.

Progresso tecnológico Hicks neutro – temos que a razão das participações relativas dos fatores permanece constante para um dado K/L . Essa propriedade corresponde a renumeração das isoquantas, dessa forma a função de produção pode ser escrita como:

$$Q = F(K, L; t) = T(t) F(K, L) \quad (1.1)$$

onde $T(t)$ é um índice do estado da tecnologia e $\dot{T}(t) \geq 0$.

A Figura 1.1 mostra que se a mudança tecnológica é Hicks *neutra* a relação K/L permanece constante no tempo. Assim, a taxa marginal de substituição técnica (TMST) é independente do tempo. Ou seja, o tempo pode alterar as isoquantas, mas ao fazê-lo, a TMST não é afetada. Os pontos OABC na Figura 1.1 constituem o caminho de expansão, e a isoquanta da posição original $V(y, t_0)$ desloca-se paralelamente para $V(y, t_1)$, dado o mesmo nível de produto y .

Observando a expressão (1.1), percebemos que na mudança tecnológica Hicks neutra, a variável tempo t é separada dos insumos K e L durante o processo produtivo. Isto significa que a tecnologia pode ser separada em vários estágios diferentes. Esta característica nos lembra a definição de separabilidade da função de produção.⁷

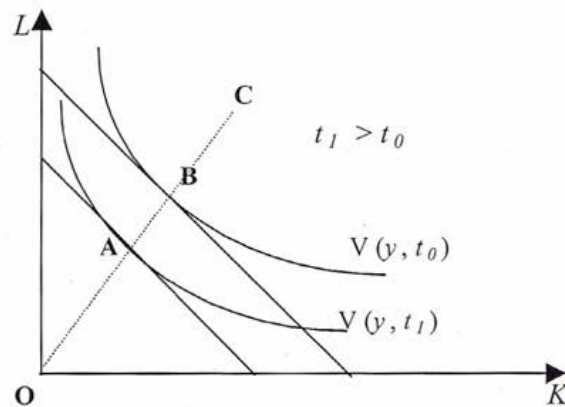


Fig. 1.1 Mudança tecnológica Hicks neutra

Progresso tecnológico Harrod neutro – temos que a razão das participações relativas dos fatores permanece inalterada para um dado K/Q . Uzawa (1961) demonstrou que essa definição implica a seguinte forma da função de produção:

$$Q = F(KL; t) = G[K, a(t)L] \quad (1.2)$$

onde $a(t)$ é um índice de tecnologia e $\dot{a}(t) \geq 0$

O índice tecnológico $a(t)$ é associado à eficiência do trabalho. A equação (1.2) indica que, nesta forma de função de produção, o mesmo aumento do nível

7. Quando o processo produtivo envolve vários insumos, tentamos agregá-los para podermos tratar com funções de produção de um único insumo. Uma das maneiras de lidarmos com o problema da existência de vários insumos é mediante a separação do processo de produção em diferentes estágios. Se isto for possível, dizemos que a tecnologia é separável. Chambers (1988) apresenta resumidamente as propriedades requeridas para que uma função de produção seja separável.

8. Nesse sentido, a forma funcional dada por (1.2) é conhecida como progresso tecnológico do trabalho aumentativo – *labor factor-augmenting*.

de produto pode ocorrer por uma variação positiva de $a(t)$ – eficiência do trabalho – ou ainda pelo aumento do nível de trabalho utilizado.⁸ No primeiro caso, $\dot{a}(t) > 0$ corresponde a uma elevação da eficiência do trabalho, e faz com que esse fator possa ser poupado. No segundo caso, se $a(t)$ é igual a unidade, como $\dot{a}(t) = 0$, não existe mudança tecnológica.

Na Figura 1.2, observamos que a mudança tecnológica Harrod *neutra* corresponde a uma diminuição do nível de trabalho requerido para o mesmo produto (*labor saving*), e K/Q é constante. Dessa maneira, o progresso tecnológico reflete uma elevação na eficiência da unidade de trabalho, ao longo do caminho de expansão OABC.

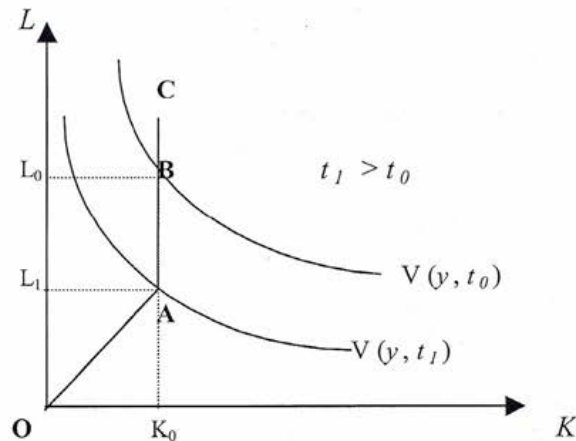


Fig. 1.2 Mudança tecnológica Harrod neutra

Conseqüentemente, o mesmo produto y , que antes da mudança tecnológica (t_0) era produzido com L_0 unidades de trabalho e e_0K unidades de capital, depois (t_1) poderá ser produzido com L_1 unidades de trabalho e K_0 unidades de capital; sendo $L_0 > L_1$. Ao longo da trajetória OABC, a razão K/Q permanece constante, caracterizando portanto uma tecnologia Harrod neutra.

Progresso tecnológico Solow neutro – neste caso, a razão das participações relativas dos fatores permanece inalterada para um dado L/Q . Assim a função de produção apresenta-se da seguinte forma:

$$Q = F(K, L; t) = G[b(t)K, L] \quad (1.3)$$

onde $b(t)$ é um índice de tecnologia e $\dot{b}(t) \geq 0$.

Analogamente à situação anterior, quando tínhamos uma mudança tecnológica que diminuía a quantidade de trabalho, agora temos que pela elevação da eficiência do capital – $\dot{b}(t) > 0$ – é este fator que será poupado (*capital saving*).

Na literatura econômica, a abordagem-padrão para testarmos se a mudança tecnológica é ou não neutra é feita pela análise da taxa marginal de substituição técnica entre os fatores obtida pela estimação de uma dada função de produção. Para analisarmos a dimensão da mudança tecnológica na questão de mão-de-obra, precisamos verificar como pode ser feita a ponte entre os estudos que tratam de progresso tecnológico e aqueles que estimam a demanda de emprego na indústria.

2.1 Mensuração do progresso tecnológico

Na maioria das vezes, o debate sobre a mudança tecnológica é abordado pela literatura de crescimento econômico. Neste caso, a discussão refere-se a forma funcional da função de produção, com ênfase na elasticidade de substituição dos fatores e a natureza do progresso tecnológico.

Para entendermos como a mudança de tecnologia relaciona-se com nível de emprego, vamos primeiramente observar como esta variável é mensurada para posteriormente estabelecermos o vínculo com os modelos de demanda de mão-de-obra. A tecnologia é incorporada nos modelos por meio da relação técnica entre o produto e os insumos, portanto sua mensuração e classificação em neutra, poupadora de trabalho ou poupadora de capital, partem da escolha da forma funcional função de produção. Sato (1970) comenta que para estimarmos $a(t)$ ou $b(t)$ presentes em uma função de produção que permita a existência de progresso tecnológico não neutro como: $Q = F(K, L; t) = G[b(t)K, a(t)L]$ é preciso que a elasticidade de substituição seja diferente de 1. Ou seja, não podemos analisar a possibilidade de existência de mudança técnica não-neutra com uma função de produção Cobb-Douglas.

Este problema faz com que geralmente se opte por uma função de produção CES (elasticidade de substituição constante). Utilizaremos neste trabalho, a

derivação formal do progresso tecnológico presente em David e Klundert (1965), dada pela função de produção:

$$Q = [(E_L L)^{-\rho} + (E_K K)^{-\rho}]^{-1/\rho} \quad (2.2)$$

onde: Q : nível de produto, L : trabalho, K : capital E_L : nível de eficiência do trabalho, E_K : nível de eficiência do capital e $\rho = (1 - \sigma)/\sigma$.

Uma vez que a elasticidade de substituição deve ser positiva,¹⁰ a função dada por (2.2) só é definida para $\rho \geq -1$.¹¹ Analisamos o tipo de progresso tecnológico (neutro ou não-neutro) de acordo com o comportamento da taxa marginal de substituição técnica (TMST) ao longo do tempo. Sabemos que a TMST corresponde a razão entre os produtos marginais dos fatores (m_L/m_K), portanto seu comportamento ao longo do tempo é dado por:

$$\left(\frac{\dot{m}_L}{m_L} - \frac{\dot{m}_K}{m_K} \right) = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} \right) + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} - \frac{\dot{E}_K}{E_K} \right) \quad (2.3)$$

$$\text{onde } m_L \equiv \frac{\partial Q}{\partial L} = E_L^{-\rho} \left(\frac{Q}{L} \right)^{1+\rho} \quad \text{e} \quad m_K \equiv \frac{\partial Q}{\partial K} = E_K^{-\rho} \left(\frac{Q}{K} \right)^{1+\rho} .$$

Pela definição hicksiana, temos que uma tecnologia será *factor-augmenting* conforme se dá a evolução da eficiência relativa dos fatores para um dado K/L . Ou seja, para classificarmos o progresso tecnológico não neutro (poupador de trabalho ou de capital) no sentido hicksiano é necessário impor que: $\dot{K}/K - \dot{L}/L = 0$. Assim, a equação (2.3) passa a ser:¹²

$$\left(\frac{\dot{m}_L}{m_L} - \frac{\dot{m}_K}{m_K} \right) = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} - \frac{\dot{E}_K}{E_K} \right) \quad (2.3.1)$$

-
9. Na função de produção CES, o parâmetro ρ relaciona-se com a elasticidade de substituição entre os fatores (σ), como demonstrado por Arrow, Chenery, Minhas e Solow (ACMS - 1961).
 10. Isso ocorre porque, ao longo da isoquanta, a relação K/L e TMST movem-se sempre na mesma direção.
 11. Como não é possível estender a função de produção (2.2) continuamente para $\rho = 0$ também excluímos esta alternativa.
 12. Tecnologias poupadoras de trabalho ou de capital no sentido hicksiano correspondem à tecnologia Harrod e Solow neutras respectivamente.

Como a definição da tecnologia em neutra ou não – neutra é fornecida pela expressão $(\dot{m}_L/m_L - \dot{m}_K/m_K)$, temos que caso $\dot{m}_L/m_L = \dot{m}_K/m_K$ o progresso tecnológico é classificado como neutro (segundo Hicks) pois a igualdade entre as taxas de crescimento da produtividade marginal dos fatores implica que a eficiência de L e K apresentam taxas de variações correspondentes – $\dot{E}_L/E_L = \dot{E}_K/E_K$ – dessa forma não há motivos para pouparmos nenhum dos dois insumos.

Mas se $(\dot{m}_L/m_L - \dot{m}_K/m_K)$ é diferente de zero, a tecnologia é considerada não neutra. Neste caso, a avaliação da mudança tecnológica deve levar em consideração a elasticidade de substituição, fazendo-nos avaliar duas possibilidades: $\sigma < 1$ ou $\sigma > 1$. Portanto, teremos que a eficiência dos fatores apresentarão variações diferenciadas ao longo do tempo, fazendo com que haja estímulo em poupar algum dos dois fatores produtivos. A determinação do fator a ser poupado (capital ou trabalho) dependerá da magnitude da elasticidade de substituição¹³. Uma elasticidade de substituição diferente da unidade implica quatro possibilidades distintas:

$$\begin{aligned} \text{Se } \sigma < 1 \quad \left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right) < 0 & \left\{ \begin{array}{l} 1. \dot{E}_L/E_L > \dot{E}_K/E_K \rightarrow \dot{m}_L/m_L < \dot{m}_K/m_K \rightarrow \text{Poupador de Trabalho} \\ 2. \dot{E}_L/E_L < \dot{E}_K/E_K \rightarrow \dot{m}_L/m_L > \dot{m}_K/m_K \rightarrow \text{Poupador de Capital} \end{array} \right. \\ \text{Se } \sigma > 1 \quad \left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right) > 0 & \left\{ \begin{array}{l} 3. \dot{E}_L/E_L > \dot{E}_K/E_K \rightarrow \dot{m}_L/m_L > \dot{m}_K/m_K \rightarrow \text{Poupador de Capital} \\ 4. \dot{E}_L/E_L < \dot{E}_K/E_K \rightarrow \dot{m}_L/m_L < \dot{m}_K/m_K \rightarrow \text{Poupador de Trabalho} \end{array} \right. \end{aligned}$$

Essas relações nos mostram que no sentido hickisiano uma mudança tecnológica será considerada poupadora do insumo que apresentar variação da produtividade marginal inferior ao do outro fator produtivo. Uma elasticidade de substituição alta ($\sigma > 1$) reflete uma isoquanta relativamente pouco inclinada que facilita a substituição dos fatores produtivos, por outro lado se $\sigma < 1$ temos uma TMST que muda substancialmente conforme K/L se altera, dificultando a ocorrência de substituição dos fatores.

A hipótese de concorrência perfeita no mercado de fatores pressupõe que no ponto de equilíbrio a taxa marginal de substituição técnica (m_L/m_K) é igual ao

13. A elasticidade de substituição é um fator importante pois mede a mudança proporcional em K/L relativa a uma alteração equivalente na TMST ao longo da isoquanta.

preço relativo dos fatores w/r , fazendo com que a equação (2.3) estabeleça uma relação entre a evolução do custo relativo dos fatores e a possibilidade de substituição entre eles de acordo com a técnica utilizada. Assim, obtemos:

$$\left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L} \right) + \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} - \frac{\dot{E}_K}{E_K} \right) \quad (2.3.2a)$$

Isolando a variação temporal de (K/L) da expressão (2.3.2a), verificamos que além do custo relativo dos insumos (w/r) o comportamento das eficiências do trabalho e do capital também influenciam a decisão de substituição dos fatores. Percebe-se que a substituição dos fatores produtivos pode dar-se tanto pela diferença relativa do salário e do preço do capital quanto pela mudança tecnológica. Um aumento da taxa de salário em relação ao custo do capital aumenta a razão K/L , induzindo a substituição de trabalho pelo capital, enquanto uma mudança tecnológica poupadora de trabalho apresenta a mesma influência, ainda que não seja necessariamente com a mesma intensidade. Logo, temos que ambos os fatores, econômico e técnico, colaboram na determinação da relação capital/trabalho a ser empregada.

A mudança tecnológica pode ser diferenciada por meio de seus efeitos sobre a produtividade dos fatores. Assim temos progresso tecnológico *neutro* e *não-neutro*. No primeiro caso, a tecnologia empregada afeta de modo idêntico a produtividade dos fatores, e, portanto, a mudança tecnológica pode ser representada por uma tendência no final da equação de demanda de mão-de-obra. Já no caso do progresso tecnológico *não neutro*, a produtividade dos fatores é afetada de modo diferenciado, portanto a mudança tecnológica gera parâmetros variáveis no tempo. Uma equação de demanda de mão-de-obra que pressupõe uma mudança tecnológica não neutra deve permitir que seus parâmetros se alterem ao longo do tempo. Quando assumimos que o fator tecnológico é representado por uma tendência temporal estocástica, permitimos uma análise mais realista a respeito da implicação que novas tecnologias têm sobre a absorção de mão-de-obra.

2.2 Mudança tecnológica e demanda de mão-de-obra

Depois de apontar como o progresso tecnológico é abordado na literatura econômica, veremos agora como é possível tratar esta variável no processo de

onde

$$\alpha_t = -\theta \ln E_L + \theta \frac{\sigma}{(1-\sigma)} \ln \left[\left(\frac{w}{r} \right)^{(1-\sigma)} + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)^{(1-\sigma)} \right] \quad (2.11)$$

relação tecnológica

A parte circunscrita da tendência estocástica (α) apontada em (2.11') representa a relação tecnológica entre capital e trabalho que desejamos analisar.¹⁶ Sabemos que a mudança tecnológica é analisada por meio da evolução da TMST ao longo do tempo (2.3.1)¹⁷. Supondo ainda preços dos fatores exógenos (ou concorrência perfeita no mercado dos fatores), temos que a produtividade relativa dos fatores (m_L/m_K) iguala-se ao preço relativo (w/r). Dessa forma a equação (2.3.1) pode ser apresentada como:

$$\left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} - \frac{\dot{E}_K}{E_K} \right) \quad (2.3.1')$$

Isolando a evolução dos efeitos de eficiência dos fatores (E_L/E_K) presente na tendência estocástica (2.11'), obtemos a relação que nos permite mensurar efeitos da mudança tecnológica na demanda de mão-de-obra. Neste trabalho não faremos com que a elasticidade de substituição (σ) se altere no tempo, mas a possibilidade de (E_L/E_K) não ser constante é suficiente para avaliarmos como a mudança tecnológica interfere na demanda de mão-de-obra.

Se estimarmos o coeficiente α t como uma constante na demanda de mão-de-obra (2.11), estamos impondo que a taxa marginal de substituição técnica (TMST) permaneça inalterada no tempo. Neste caso, o impacto do avanço técnico da produção sobre a realocação dos fatores não será captado. No entanto, a tendência determinística presente na maioria dos trabalhos vem da hipótese de que a mudança no nível de eficiência relativa dos fatores (E_L/E_K) dá-se a uma taxa geométrica constante ao longo do tempo.

16. Para equação na forma estado-espço ver Apêndice 3.

17. É importante lembrar que essa definição de TMST já incorpora a definição de progresso tecnológico hicksiano em que K/L é constante no tempo.

A avaliação do tipo de progresso tecnológico (neutro, poupador de capital ou trabalho) acontece pela comparação da evolução da eficiência dos fatores produtivos. Assim, se $(\dot{E}_L / E_L) = (\dot{E}_K / E_K)$ temos mudança técnica neutra, e, caso contrário, o progresso tecnológico é viesado de acordo com a definição de Hicks. Portanto, no caso da tendência determinística, o progresso tecnológico será não neutro quando a taxa de crescimento da eficiência dos fatores for diferente.

Muitas vezes a falta de dados para o capital, ou ainda a precariedade de qualquer *proxy* para essa variável, faz com que a conclusão referente à característica da mudança tecnológica seja feita mediante imposições de hipóteses restritivas.

Este trabalho difere dos demais justamente em relação à metodologia que é empregada para estimar o coeficiente que corresponde à mensuração da eficiência relativa dos fatores. Utilizamos o modelo estrutural de séries temporais estimado pelo algoritmo do filtro de Kalman para que o coeficiente não observável referente à eficiência dos fatores seja estocástico. Desse modo, permitimos que a eficiência de cada fator varie no tempo sem a necessidade de impor que a taxa de variação seja constante, como acontece com as tendências temporais determinísticas.

Vale mencionar que a presença da variável preço relativo $[(w/r)_t]$ na tendência estocástica (α), mesmo de forma não linear, e na equação de demanda de mão-de-obra (2.11) pode fazer com que ocorram problemas de identificação dos parâmetros estimados, caso a ortogonalidade entre as variáveis α_t e $[(w/r)_t]$ não seja garantida. Por este motivo, apresentaremos um índice de correlação entre $[(w/r)_t]$ e a tendência estocástica estimada ($\hat{\alpha}_t$) para observarmos a extensão do problema em questão.

3 EFEITO DA MUDANÇA TECNOLÓGICA SOBRE A DEMANDA DE TRABALHO: RESULTADOS

Para estimar a equação (2.11) referente aos 14 setores da indústria de transformação brasileira (jan./85 – dez./99) por meio do modelo estrutural (com parâmetros variáveis no tempo), optamos pelo algoritmo recursivo filtro de Kalman(FK).¹⁸ Os resultados estão apresentados no Apêndice 4 juntamente com

18. A técnica do Filtro de Kalman só pode ser aplicada em modelos que puderem ser representados na forma geral conhecida como “estado-espaço” (SSF). No Apêndice 3, indicamos como a equação (2.11) enquadra-se no formato SSF.

os testes realizados para a seleção da especificação do modelo estrutural. Com relação aos componentes estruturais, temos que todos os setores possuem tendência estocástica.¹⁹ Já a inclinação é nula na maioria dos setores com exceção apenas do setor Químico (10) que possui uma inclinação não constante. A ausência de uma inclinação estocástica corresponde ao modelo linear de nível local, no qual a demanda de mão-de-obra é um simples passeio aleatório.²⁰ A sazonalidade está presente em apenas dois setores: Bebidas (13) e Fumo (14), e neste último a demanda de trabalho também se comporta de forma cíclica.

O produto apresentou o sinal esperado (positivo) em todos os casos, inclusive nas defasagens. Quanto à significância do nível de produção e seus respectivos *lags*, temos que a 2ª ordem é não significativa para quase todos os setores, e o setor de Madeira (6) é a única exceção. Como apontado por Harvey (1986), isso ocorre por causa do tratamento estocástico dado à tendência.

Excluindo os casos nos quais o preço relativo dos fatores não é significativo (Mat. de Transporte (5), Papel e Papelão (8), Borracha (9) e Bebidas (13)) e o setor Mecânico (3) que possui o coeficiente do custo trabalho/capital positivo,²¹ temos uma elasticidade custo (curto prazo) que varia entre - 0,138 e - 0,005; se separarmos o setor de Fumo (14) que apresenta o menor coeficiente, o intervalo passa a ser - 0,062 e - 0,005.

Na Tabela 1, além das elasticidades de curto e de longo prazos do produto e do custo relativo, mostramos também o coeficiente de ajuste θ do nível de emprego. A alta significância deste coeficiente em todos os setores aponta a relevância da dinâmica do emprego fornecida pelo custo de ajustamento dessa variável.

Ao lado das variáveis explicativas “tradicionais” da demanda de trabalho (produto, custo relativo dos fatores e emprego defasado), a equação (2.11) nos trás a tendência estocástica que capta os efeitos da mudança tecnológica sobre o emprego industrial. Mas a tendência temporal na demanda de mão-de-obra estimada por

19. Os respectivos gráficos das tendências estocásticas estimadas são apresentados no Apêndice 5.

20. Harvey (1986) estimou a demanda de mão-de-obra para a indústria inglesa, com dados trimestrais, chegando também a um passeio aleatório.

21. O setor Mecânica (3) será excluído de nossa análise pois se $[-q/(1+r)] > 0$ temos que $r < -1$ fazendo com que a função de produção CES apresentada não seja definida.

sí só não nos fornece indícios a respeito da existência ou não de viés tecnológico que poupe algum dos dois insumos.

Tabela 1
Elasticidades estimadas

Setor	Velocidade de ajustamento	Elasticidade – produto		Elasticidade – custo	
		curto prazo	longo prazo	curto prazo	longo prazo
1. Minerais não metálicos	0.261	0.096	0.370	-0.014	-0.054
2. Metalúrgica	0.336	0.110	0.328	-0.020	-0.060
3. Mecânica	0.164	0.062	0.376	0.017	0.101
4. Material elétrico e de comunicação	0.363	0.036	0.099	-0.016	-0.044
5. Material de transporte	0.297	0.037	0.124	-0.005	-0.016
6. Madeira	0.378	0.082	0.218	-0.042	-0.112
7. Mobiliário	0.144	0.086	0.598	-0.043	-0.297
8. Papel e papelão	0.277	0.134	0.484	-0.008	-0.027
9. Borracha	0.329	0.094	0.286	-0.006	-0.018
10. Química	0.463	0.069	0.149	-0.046	-0.100
11. Vestuário, calçados e tecidos	0.355	0.094	0.265	-0.062	-0.175
12. Alimentos	0.341	0.045	0.133	-0.018	-0.053
13. Bebidas	0.293	0.071	0.244	-0.009	-0.030
14. Fumo	0.853	0.170	0.199	-0.138	-0.162

Para analisarmos a relação tecnológica embutida na tendência estimada (α_t) e verificar até que ponto ela influencia na decisão de contratação das firmas, precisamos observar como se dá a evolução da eficiência relativa ao longo do tempo (E_L/E_K)_t. Sabemos que a mudança técnica é analisada pela evolução da TMST, e a avaliação do progresso tecnológico (neutro, poupador de capital ou trabalho) dá-se por meio da comparação da evolução da eficiência dos fatores produtivos. A equação (2.3.1) fornece-nos um ponto de partida para a avaliação do viés hicksiano.

A tabela 1 aponta que com exceção do setor Mecânica (3) todos os demais possuem uma elasticidade de substituição positiva e menor que a unidade ($\sigma < 1$),²²

22. Note que $[-\theta/(1+\rho)] = [-\theta/(1/\sigma)]$ assim a elasticidade custo de longo prazo corresponde à elasticidade de substituição com sinal invertido.

Isso significa que o primeiro termo do lado direito de (2.3.1) é negativo [$((\sigma - 1)/\sigma) < 0$], fazendo com que o progresso tecnológico (no sentido hicksiano) seja poupador de trabalho se $(\dot{E}_L/E_L - \dot{E}_K/E_K) > 0$ e poupador de capital caso contrário ($\dot{m}_L/m_L > \dot{m}_K/m_K$). Para analisarmos o efeito do progresso tecnológico sobre o nível de emprego é preciso verificar o comportamento do termos $(\dot{E}_L/E_L - \dot{E}_K/E_K)$.

Partimos da equação que descreve α (2.11'), e derivamos em relação a t , utilizando a expressão (2.3.1) sob a hipótese de preços de fatores exógenos ($m_L/m_K = w/r$) para obter:

$$\dot{\alpha}_t = -\theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t + \theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) \frac{\left(\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} - \frac{\sigma}{(1-\sigma)} \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right)}{\left(\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right)} \quad (3.1)$$

Isolando $(E_K/E_K)t$ chegamos à seguinte relação²³:

$$\left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} = \frac{\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} \left(\theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) - \dot{\alpha}_t - \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t \right)}{\left(\dot{\alpha}_t + \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t + \frac{\theta \sigma^2}{1-\sigma} \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) \right)} = \left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} \frac{(A-B)}{(B+C)} \quad (3.1)$$

onde: $A = \theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right)$ $B = \dot{\alpha}_t + \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t$ $C = \frac{\theta \sigma^2}{1-\sigma} \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right)$

A dificuldade de analisarmos o progresso tecnológico na função de produção ou na tendência estocástica da demanda de trabalho ocorre por causa da necessidade de utilizarmos *proxies* para algumas variáveis-chave da expressão (3.1'). No nosso caso, os parâmetros θ e σ , correspondentes à velocidade de ajustamento e à elasticidade de substituição, são obtidos com a estimação da demanda de mão-de-obra (2.11), juntamente com a tendência estocástica α . Mas além da *proxy* para o

23. A dedução dessa equação está apresentada no Apêndice 2.

preço de capital, presente em (2.11), a análise do progresso tecnológico impõe a escolha de uma *proxy* para E_L (eficiência do trabalho) que aqui será representado pela quantidade produzida por hora paga na produção (Q/H) ²⁴. Não podemos esquecer que por essa definição de E temos que o aumento da qualidade do capital utilizado impacta diretamente na eficiência da mão-de-obra.

O conceito de eficiência e sua mensuração não é uma questão trivial, principalmente no âmbito produtivo, em que a melhoria de determinado insumo pode afetar diretamente a eficiência de um outro. Como um maquinário mais moderno contribui para que a eficiência do trabalhador se eleve, uma melhora na qualificação da mão-de-obra faz com que o equipamento seja mais bem utilizado. Por essa razão, em vez de isolarmos E na expressão (3.1') e compararmos (\dot{E}_K/E_K) diretamente com (\dot{E}_L/E_L) optamos por avaliar somente o sinal de $(\dot{E}_L/E_L - \dot{E}_K/E_K)$. Essa escolha se dá também pela dificuldade de interpretarmos a taxa de variação de E_K , pois como cada setor utiliza máquinas e possui estrutura produtiva bem distintas entre si não há sentido expressarmos numericamente a variação da eficiência do capital. Portanto, não estaremos interessados na magnitude da diferença entre a variação das respectivas eficiências mas somente com sua direção.

Pela análise de sinal obtido na variação da expressão (3.1') - $(\dot{E}_L/E_L - \dot{E}_K/E_K)$ - classificamos os setores em poupadores de trabalho ou capital de acordo com a direção tomada pela mudança tecnológica nos 15 anos aqui abordados (1985-1999). Como alterações na técnica produtiva utilizada não ocorre em períodos curtos de tempo, optamos por analisar o comportamento da taxa de variação da eficiência relativa $(E_L/E_K)_t$ acumulada em três subperíodos: 1985/89 (economia fechada); 1990/94 (início da abertura); 1995/99 (abertura com estabilidade). A Tabela 2 apresenta o sinal dessa relação, lembrando que quando temos $\Delta(E_L/E_K)_t > 0$ a tecnologia é poupadora de trabalho e caso contrário capital.²⁵

24. Como o número de horas pagas na produção incluem finais de semana, férias e licenças remuneradas (como maternidade ou doença) é possível que esta *proxy* da eficiência do trabalho esteja subdimensionada.

25. Não possuímos a classificação da tecnologia para os setores de Madeira (6) e Mobiliário (7) para o período 85-89 pois os dados de produção física destes setores limitaram a estimação entre jan./91 e dez./99.

Tabela 2
Classificação da Mudança Tecnológica
1985/99

Setores	$\Delta (E_L/E_K)_t$			
	1985/89	1990/94	1995/99	1985/99
1. Minerais não metálicos	+	+	+	+
2. Metalúrgica	+	+	-	+
3. Mecânica	+	+	-	+
4. Material elétrico e de comunicação	+	+	-	+
5. Material de transporte	+	+	-	+
6. Madeira		+	-	+
7. Mobiliário		+	-	-
8. Papel e papelão	+	+	-	+
9. Borracha	+	-	+	+
10. Química	+	+	+	+
11. Vestuário, calçados e tecidos	+	+	+	+
12. Alimentos	+	+	+	+
13. Bebidas	-	-	-	-
14. Fumo	+	-	+	+

(+) Tecnologia poupadora de trabalho.

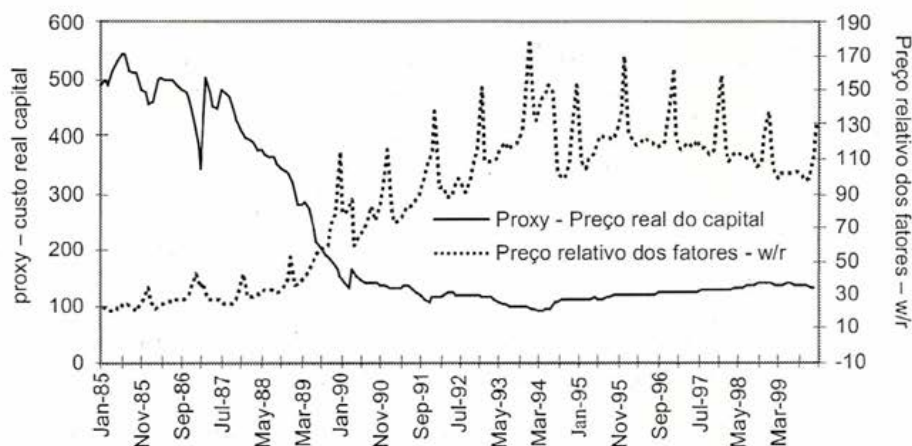
(-) Tecnologia poupadora de capital.

Os resultados apontam que durante todo o período 1985-99 temos apenas dois setores que não são poupadores de mão-de-obra, Mobiliário (7) e Bebidas (11); apenas no segundo caso a tecnologia é poupadora de capital ao longo de toda a amostra. O setor Mobiliário (7) passou da condição de poupador de trabalho para poupador de capital entre 95-99.

Apesar de a condição de poupador de capital do setor de Bebidas não ser intuitiva, o fato de todos os demais setores apresentarem-se como poupadores de trabalho vai de encontro com nossa intuição de que a indústria brasileira está-se reestruturando com a aplicação de técnicas produtivas mais intensivas em capital. Os resultados também apontam que alguns setores apresentam uma mudança da característica tecnológica entre os diferentes períodos. Assim os setores Metalúrgica (2), Material elétrico e de Comunicação (4), Material de Transporte (5), Madeira (6), Mobiliário (7) e Papel e Papelão (8), que eram poupadores de trabalho, passaram por uma mudança tecnológica que alterou o fator a ser poupado durante o

período analisado. Curiosamente eles deixaram de ser poupadores de trabalho e começaram poupar capital justamente após o Plano Real. Este resultado é estranho pois o período 1995-99 é caracterizado por um baixo preço deste fator²⁶ e elevado preço relativo dos fatores, como mostra o Gráfico 1, não justificando a escolha por técnicas produtivas que poupem um insumo cujo preço vem diminuindo.

Gráfico 1
Comparação entre preço relativo (w/r) e *proxy* para o custo do capital



A falta de evidências que expliquem essa alteração de sinal concentrada entre 1995-99 faz com que consideremos quatro hipóteses. Uma delas é a possibilidade de que a taxa TJLP utilizada como *proxy* de rt a partir de dez./94 não represente muito bem o custo do capital desses setores em particular (2/4/5/ 6/ 7/ 8), afetando assim a mensuração da relação de eficiência entre os fatores.

A outra alternativa refere-se à caracterização do processo de mudança tecnológica. Como a inversão de sinal significa que houve alternância na velocidade de crescimento da eficiência dos fatores, podemos arriscar que o aumento da taxa de crescimento da eficiência do capital em relação à do trabalho nos setores

26. A *proxy* para representar o preço do capital constitui-se de uma série de taxa de juros real de longo prazo construída pelo encadeamento de várias taxas (ORTN, OTN, BTN, TR e TJLP). Optamos por estas taxas de juros como referência do custo do capital pois elas serviram de base de cálculo para os empréstimos do BNDES.

Metalúrgica (2), Material elétrico e de Comunicação (4), Material de Transporte (5), Madeira (6), Mobiliário(7) e Papel e Papelão (8) entre 1995-99 reflete um possível salto do uso do capital, ou seja, uma injeção de novas máquinas. Assim, teríamos a princípio um grande aumento da eficiência do capital que posteriormente poderá ou não ser dissipada, até porque depois de certo tempo a mão-de-obra também assimilaria parte desses efeitos de melhoria das máquinas com o aumento de produtividade. Essa segunda idéia é reforçada quando observamos que mesmo com a inversão de sinal verificada em 1995-99, esses setores ainda não podem ser considerados como poupadores de capital se considerarmos todo o período 1985-99. Assim, essas mudanças não foram grandes o suficiente para alterar a tendência de queda do emprego. O setor de Borracha (9) é um exemplo no qual houve mudança de sinal entre 1990-94, indicando que a técnica produtiva passou a ser poupadora de capital e voltou a sua condição anterior entre 1995-99. A terceira hipótese para explicar alteração no fator poupado durante 1995-99 nos sete setores indicados anteriormente seja a possibilidade de que o viés de poupador de capital reflita a ocorrência de fusões, pelo menos em alguns setores.

Por fim, a possibilidade dos parâmetros estimados não terem sido estatisticamente identificados por causa da não ortogonalidade entre $[(w/r)_t]$ e a tendência estocástica estimada (α_t) infelizmente foi constatada mediante simples cálculo de correlação dessas variáveis (Tabela 3).

Tabela 3
Correlação – Tendência estocástica e Preço Relativo (w/r)
1985/99

Setores	1985/89	1990/94	1995/99	1985/99
1. Minerais não metálicos	0,63	-0,78	0,13	-0,72
2. Metalúrgica	0,66	-0,72	0,25	-0,62
3. Mecânica	-0,52	-0,89	-0,41	-0,88
4. Material elétrico e de comunicação	0,57	-0,81	-0,23	-0,84
5. Material de transporte	0,54	-0,59	0,18	-0,60
6. Madeira		-0,18	0,04	0,07
7. Mobiliário		0,26	0,07	0,04
8. Papel e papelão	0,59	-0,88	0,03	-0,77
9. Borracha	0,83	-0,09	-0,12	-0,39
10. Química	0,85	-0,83	0,63	-0,61
11. Vestuário, calçados e tecidos	0,48	-0,42	0,16	-0,51
12. Alimentos	0,82	-0,78	0,49	-0,50
13. Bebidas	0,35	-0,46	0,63	-0,39
14. Fumo	0,25	-0,09	-0,17	-0,39

No entanto, o que desperta a atenção é a queda da correlação existente entre $[(w/r)_t]$ e $(\hat{\alpha}_t)$ justamente no período 1995-99 para a maior parte dos setores (com exceção de química, alimentos e bebidas). De qualquer forma, o trabalho apresentado mostra-se válido por causa da explicitação do viés tecnológico presente na demanda de trabalho, partindo de um modelo teórico.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve o objetivo de incorporar à demanda de mão-de-obra os impactos da possível mudança tecnológica ocorrida em 14 setores da indústria de transformação entre 1985-99. Optamos pela avaliação do viés tecnológico no sentido hicksiano. Neste caso, a avaliação da mudança tecnológica pôde ser realizada pela análise do comportamento dos parâmetros técnicos da função de produção presentes na tendência temporal, que capta a evolução da taxa marginal de substituição técnica. Como os efeitos da mudança tecnológica sob o emprego industrial não são incorporados de modo direto, utilizamos o modelo estrutural de séries temporais estimadas pelo algoritmo do Filtro de Kalman (FK) que mensurou mediante tendência estocástica o impacto de todos os movimentos na demanda que não são explicados pelo produto e custo relativo.

A dedução do modelo teórico, partindo da minimização de custo da firma, demonstra como a tendência estocástica estimada descreve a evolução da taxa marginal de substituição técnica (TMST), contribuindo assim para determinar se a mudança tecnológica que provoca efeitos sobre a demanda de mão-de-obra é ou não neutra. A apresentação do modelo que dá ênfase na composição da tendência estocástica procura deixar evidente que a simples inclusão de uma tendência linear na equação de demanda de mão-de-obra não implica que haja necessariamente viés tecnológico, uma vez que ela depende da forma funcional escolhida para a função de produção.

Por um lado, os resultados apresentados indicam que as alterações da técnica produtiva têm exercido uma influência negativa na quantidade de trabalho demandado. O fato de apenas dois setores, entre os 14 analisados, apresentarem técnicas produtivas poupadoras de capital, e todos os demais poupadores de trabalho vai de encontro com a idéia de que a indústria brasileira está se reestruturando com a

aplicação de técnicas produtivas mais intensivas em capital. Por outro lado, a divisão do período analisado em três fases distintas: 1985-89, 1990-94 e 1995-99 nos apontou que alguns setores apresentaram alteração da característica tecnológica ao longo do tempo, passando de poupadores de trabalho a poupadores de capital no período pós Real.

Juntamente aos resultados obtidos para o comportamento da tendência estocástica, encontramos valores baixos para a elasticidade de substituição em todos os setores estimados, apontando a dificuldade da substituição entre fatores. Vale lembrar que além da variável preço relativo (w/r), a elasticidade de substituição, por ser um parâmetro técnico, interferirá de modo significativo para a definição de qual fator produtivo será poupado.

BIBLIOGRAFIA

- ARROW, K.; CHENERY, H.; MINHAS, B.; SOLOW, R. Capital-labor substitution and economic efficiency. *Review of Economics and Statistics*, v. 43, p. 225-250, Aug. 1961.
- BACHA, E. L.; MATA, M.; MODENESI, R. L. *Encargos trabalhistas e absorção de mão-de-obra: uma interpretação do problema e seu debate*. Rio de Janeiro: Ipea/ Inpes, 1972.
- BEHRMAN, J. Sectorial elasticities of substitution between capital and labor in a developing economy: time series analysis in the case of postwar Chile. *Econometria*, v. 42,(2), p. 311-326, 1972.
- BONELLI, R.; FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa Planejamento Econômico*, v. 28, p. 273-314, ago. 1998.
- BRECHLING, F. The relationship between output and employment in British manufacturing industries. *The Review of Economic and Statistics*, v. 32, p. 187-216, Jul., 1965.
- BUGARIN, M. *Estimação de elasticidades emprego-produto variáveis para a indústria de transformação paulista pelo algoritmo de filtro de Kalman*.

- Brasília: Ministério do Trabalho (SES), 1989. (Texto para discussão, n.14).
- CALABI, A.; LUQUE, C.A. *Os ciclos de expansão industrial e seus impactos*. Brasília: Ministério do Trabalho, Editora Nobel, 1985. (Coleção de Estudos Econômicos e Sociais).
- CHAHAD, J.P.Z.A.; LUQUE, C.A. Absorção de mão-de-obra industrial: análise do caso brasileiro. In: *O mercado de trabalho no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas*. São Paulo: IPE/USP, 1986 (Série Relatórios de Pesquisa n. 29).
- CHAMBERS, R.G. *Applied production analysis: a dual approach*. New York: Cambridge University Press, 1988.
- CHAMON, M. *Rising wages and declining employment: the brazilian manufacturing sector in the 90's*. Ipea, mar. 1998 (Texto para discussão, n. 552).
- DAVID, P.; KLUNDERT, T. VAN. Biased Efficiency Growth and Capital-Labor Substitution in the US., 1899-1960, *American Economic Review*, v. 55, p. 357-393, Jun. 1965.
- DHRYMES, PHOEBUS J. A model of short-run labor adjustment. In: *The brookings model: some further results*. Chicago: Rand McNally, 1969.
- ESTEVÃO, M. M. *Emprego, jornada média e custo de ajustamento da mão-de-obra: um modelo teórico e estimativas para as indústrias brasileiras e paulista*. Rio de Janeiro: PNPE. Cadernos de economia 6, ago. 1991.
- FEIJÓ, C.A.; CARVALHO, P.G.M. Produtividade na indústria brasileira – evidências recentes. *Boletim de Conjuntura*. Rio de Janeiro: Instituto de Economia Industrial/ UFRJ, v. 14, n. 2, jul. 1994.
- GONZAGA, G. M. *The effects of openness on industrial employment in Brazil*. Rio de Janeiro: PUC, 1996. Texto para discussão, n. 362.
- _____; CORSEUIL, C. H. Emprego industrial no Brasil: uma análise de curto e longo prazos. *Anais... XXV Encontro Nacional de Economia*, 1997.

- HARMERMESH, D. *Labor demand*. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- HARROD, R.F. *Toward a dynamic economics: some recent developments of economic theory and their application to policy*. London: Macmillan, 1942.
- HARVEY, A C. *Forecasting structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- _____; B HENRY, S PETERS; WREN-LEWIS. Stochastic trends in dynamic regression models: an application to employment-output equation. *Economic Journal* (96), p. 975-85, 1986.
- HICKS, J. R. *The theory of wages*. London: 1935.
- PEREIRA, P.L.V.; CICCHELLI, R.; BARROS, R.P. Absorção de mão-de-obra na indústria de transformação. In: *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: Ipeal/ Impes, 1989.
- PORTUGAL, S. M. Modelos de parâmetros variáveis: uma resenha crítica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, p. 99-134, abr. 1993.
- SARGENT, T. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 1009-1044, Dec. 1978.
- SATO, R. The Estimation of biased technical change and the production function, *International Economic Review*, v. 11, p. 179-208, Jun. 1970.
- SOLOW, R. M. Investment and technical change and the aggregate production function, *Review of Economics and Statistics*, v. 39, p. 312-320, Aug. 1969.
- UZAWA, H. Neutral Inventions and the stability of growth equilibrium, *Review of Economic Studies*, v. 28, p. 117-124, Feb. 1961.
- WILLIAMSON, J. Capital accumulation, labor saving, and labor absorption once more, *The Quarterly Journal of Economics*, LXXXV (1), p. 40-65, Feb. 1971.

Apêndice 1 Descrição das variáveis utilizadas na estimação

Neste anexo, apresentamos a descrição das variáveis utilizadas na estimação da demanda de mão-de-obra dada pela equação (2.11).

As variáveis referentes à mão-de-obra (L_t), e à produção (Q_t) foram obtidas diretamente da PIM – DG (Pesquisa Industrial mensal – Dados Gerais/ IBGE); para (L_t) utilizamos o número-índice do pessoal ocupado na produção (POP) e para (Q_t) o número-índice da produção física (PF). Como o número índice destas duas variáveis não possuíam a mesma base (POP com 1985=100 e PF com 1991=100), decidimos aplicar todos os dados utilizados na estimação na base ago/94=100.

Para obtermos uma série para o preço relativo dos insumos (w/r)_t foram necessárias algumas transformações adicionais tanto para o custo da mão-de-obra (w_t), quanto para o custo de capital (r_t)

- Custo salarial real médio (w_t): seu cálculo considerou as alíquotas que incidem sobre a folha de pagamento. Nossa variável custo salarial médio constitui da divisão do Valor da Folha de Pagamentos (VFP) acrescida da alíquota de encargos sociais pelo total de pessoas ocupadas na produção (POP). Dessa maneira temos:

$$\text{custo salarial médio} = \text{VFP} \cdot (1 + t) / \text{POP}$$

A alíquota de contribuição social (t) agrega os seguintes encargos²⁷:

- Período de jan./85 a jun./89: total de 26,8%. Formada pela alíquota básica de seguridade social (10%), Funrural (2,4%), fundo para acidentes de trabalho (valor médio de 1,2%), salário-educação (2,5%), contribuição para instituições de ensino técnico e serviço social (2,5%), Inkra (0,2%) e FGTS (8,0%).

- Período de jul./89 à jan./93: total de 35,2%. Composta pela alíquota básica de seguridade social (20%), fundo para acidentes de trabalho (valor médio de 2,0%), salário-educação (2,5%), contribuição para instituições de ensino técnico e serviço social (2,5%), Inkra (0,2%) e FGTS (8,0%).

27. A descrição destas alíquotas foi extraída de Gonzaga e Corseuil (1997).

A partir de fev./93: total de 35,8%. Temos a alíquota básica de seguridade social (20%), fundo para acidentes de trabalho (valor médio de 2,0%), salário-educação (2,5%), contribuição para instituições de ensino técnico e serviço social (2,5%), Inkra (0,2%) e FGTS (8,0%) e Sebrae (0,6%).

Para obtermos valores reais a variável custo salarial médio foi deflacionada pelo IPA-OG indústria (índice de preços por atacado, oferta global da indústria, calculado pela Fundação Getúlio Vargas - FGV). Dessa forma, o custo salarial médio real (w_t) equivale à medida de custo salarial, partindo da ótica do produtor.

- Custo real do capital (r_t): utilizamos taxas de juros como *proxy* para o preço do capital. Assim, o custo de aquisição de capital é contabilizado pelas taxas de juros referentes ao cálculo do custo de empréstimo. A fraqueza desta metodologia diz respeito à falta de taxas de juros de longo prazo que possam ser tomadas como base para investimentos destinados à produção. Como a TJLP foi criada em dez./94, utilizamos para o período anterior outras taxas de juros que foram utilizadas como base de cálculo dos empréstimos oferecidos pelo BNDES. Desse modo, construímos uma série encadeando ORTN (jan./85-fev./86), OTN (mar./86 - jan./89), BTN (fev./89 - fev./91), TR - mensal (mar./91 - nov./94) e TJLP (dez./94 - dez./99). Valendo-se da transformação desta série encadeada em reais (R\$) obtivemos um número índice para o preço nominal do capital (R_t) com base ago/94 = 100. O custo real do capital (r_t) foi dado através da deflação de (R_t) pelo IGP - DI/ FGV (Índice geral de preços)

Apêndice 2 Dedução da expressão utilizada para calcular a mudança tecnológica

Apresentamos aqui a dedução da equação (3.1') utilizada para a análise do progresso tecnológico. Partindo da equação (2.11')

$$\alpha_t = -\theta \ln E_L + \theta \frac{\sigma}{(1-\sigma)} \ln \left[\left(\frac{w}{r} \right)^{(1-\sigma)} + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)^{(1-\sigma)} \right] \quad (2.11')$$

Derivamos (2.11') em relação ao tempo (t):

$$\dot{\alpha}_t = -\theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t + \theta \sigma \frac{\left[\frac{d/dt \left(\frac{w}{r} \right)_t}{\left(\frac{w}{r} \right)_t} \left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} + \frac{d/dt \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t}{\left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t} \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right]}{\left[\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right]}$$

$$\dot{\alpha}_t = -\theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t + \theta \sigma \frac{\left[\left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) \left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} + \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} - \frac{\dot{E}_K}{E_K} \right) \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right]}{\left[\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right]}$$

Substituindo $\left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} - \frac{\dot{E}_K}{E_K} \right) = \frac{\sigma}{1-\sigma} \left(\frac{\dot{m}_L}{m_L} - \frac{\dot{m}_K}{m_K} \right),$

temos:
$$\dot{\alpha}_t = -\theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t + \theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) \frac{\left[\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} - \frac{\sigma}{1-\sigma} \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right]}{\left[\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right]}$$

Colocando ambos os lados sob o mesmo denominador:

$$\left[\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right] \dot{\alpha}_t = -\theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t \left[\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right] + \theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) \left[\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} - \frac{\sigma}{1-\sigma} \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \right]$$

$$\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} \dot{\alpha}_t + \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \dot{\alpha}_t = -\theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t \left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} - \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} + \theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) \left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} - \frac{\theta \sigma^2}{1-\sigma} \left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)}$$

Então: $\left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} \left(\dot{\alpha}_t + \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t + \frac{\theta \sigma^2}{1-\sigma} \right) = \left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} \left(\theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) - \dot{\alpha}_t - \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t \right)$

$$\left(\frac{E_L}{E_K} \right)_t^{(1-\sigma)} = \frac{\left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} \left(\theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) - \dot{\alpha}_t - \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t \right)}{\left(\dot{\alpha}_t + \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right)_t + \frac{\theta \sigma^2}{1-\sigma} \right)} = \left(\frac{w}{r} \right)_t^{(1-\sigma)} \frac{(A-B)}{(B+C)} \text{ onde: } A = \theta \sigma \left(\frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{r}}{r} \right) \quad B = \dot{\alpha}_t + \theta \left(\frac{\dot{E}_L}{E_L} \right) \quad C = \frac{\theta \sigma^2}{1-\sigma}$$

Como $\sigma < 1$ temos que a potência $(1 - \sigma)$ é positiva. Para avaliarmos o sinal da expressão $(\dot{E}_L/E_L - \dot{E}_K/E_K)$ basta calcularmos a variação de

$$\left(\frac{w}{r}\right)^{(1-\sigma)} \frac{(A-B)}{(B+C)}$$

Apêndice 3 Modelos estruturais de séries temporais na forma estado-espço

Geralmente, utilizam-se modelos com parâmetros variáveis para captar mudanças temporárias ou permanentes das variáveis envolvidas no modelo. Nesse caso o interesse é captar os movimentos da série de emprego que são causados pelo progresso tecnológico, o qual é uma variável não observável.

Partindo do modelo:

$$y_t = \mu_t + \mathbf{Z}_t \delta' + \varepsilon_t \quad (\text{A 3.1})$$

onde μ_t = tendência na qual desejamos captar o progresso tecnológico

ε_t = erro normalmente distribuído e serialmente independente; $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$

\mathbf{Z}_t = vetor $k \times 1$ das variáveis explicativas, que pode incluir a variável dependente defasada

δ_t = vetor $k \times 1$ de parâmetros desconhecidos

A formulação estocástica do componente da tendência permite que o nível, μ_t , e a inclinação, β_t , evoluam suavemente ao longo do tempo. Logo, temos:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\eta^2) \quad (\text{A 3.2a})$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\zeta^2) \quad (\text{A 3.2b})$$

onde os distúrbios ε_t , η_t , e x_t são independentes uns dos outros em todos os períodos.

Existem vários procedimentos para estimar esse tipo de modelo de parâmetros variáveis no tempo, mas optamos pelo filtro de Kalman (FK), o qual é um poderoso algoritmo recursivo, e que só pode ser estimado se o modelo estiver representado na forma geral conhecida como *estado-espaço* (SSF). Esta forma de representação é utilizada na estimação de sistemas dinâmicos e possui a vantagem de permitir a incorporação de variáveis não-observadas (conhecida como variáveis *estado* do modelo)²⁸. Uma vez que o modelo esteja na forma SSF, o filtro de Kalman (FK) é aplicado para melhorar a estimativa do vetor *estado* do sistema, pois permite a correção desta estimativa em cada ponto no tempo por meio da inclusão de novas observações. A seguir, a forma *estado-espaço* que foi estimada neste trabalho (modelo representado pela forma A 3.1 e A 3.2 a/2b):

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I & I & 0 \\ 0 & I & 0 \\ 0 & 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (\text{A 3.3a})$$

A equação A 3.3 a é conhecida como equação de transição, em que α_t refere-se ao vetor *estado* aumentado ($2+k$) x 1. A última linha da equação (A 3.3 a) simplesmente nos diz que δ é invariante no tempo, ou seja, $\delta = \delta$; mas ao incluí-lo no vetor estado podemos estimá-lo simultaneamente com α_t . A equação de mensuração é dada por:

$$y_t = (I \quad 0 \quad Z_t) \alpha_t + \varepsilon_t \quad (t=1,2,\dots,T) \quad (\text{A 3.3b})$$

Os valores iniciais do Filtro de Kalman são computados a partir das primeiras $2+k$ observações e a função de máxima verossimilhança é então avaliada conforme previsão dos erros de $t = 2+k+1$ até T.

28. A forma estado-espaço tem sido aplicada na literatura econométrica para modelar variáveis não observadas tais como expectativas (racionais), erros de mensuração, componentes não observados (tendência e ciclos) e ainda taxa natural de desemprego.

Apêndice 4
Resultados dos modelos estruturais/Testes de Seleção
Resultado dos Modelos

Setores	Variáveis Explicativas							Componentes Estruturais			
	L_{t-1}	L_{t-2}	Q_t	Q_{t-1}	Q_{t-2}	W_t	W_{t-1}	nível	inclinação	sazonalidade	ciclo
1. Minerais não metálicos	0.739 (17.095)**	-	0.068 (5.684)**	0.028 (2.151)*	-	-0.014 (-2.516)*	-	estocástico			
2. Metalúrgica	0.664 (14.633)**	-	0.057 (5.629)**	0.053 (5.071)**	-	-0.020 (-4.191)**	-	estocástico			
3. Mecânica	0.836 (25.999)**	-	0.041 (3.736)**	0.021 (1.831)	-	-0.006 (-0.802)	0.023 (2.926)**	estocástico	-	-	-
4. Material elétrico e de comunicação	0.637 (12.341)**	-	0.036 (4.581)**	-	-	-0.016 (-2.344)*	-	estocástico	-	-	-
5. Material de transporte	0.703 (15.838)**	-	0.019 (4.490)**	0.018 (4.193)**	-	-0.005 (-1.055)	-	estocástico	-	-	-
6. Madeira	0.622 (89.146)**	-	0.036 (1.984)*	-	0.046 (2.856)**	-0.042 (-3.552)**	-	estocástico	-	-	-
7. Mobiliário	0.856 (20.616)**	-	0.037 (2.794)**	0.050 (3.820)**	-	-0.043 (-4.432)**	-	estocástico	-	-	-
8. Papel e papelão	0.723 (16.020)**	-	0.081 (5.590)**	0.053 (3.583)**	-	-0.008 (-1.380)	-	estocástico	-	-	-
9. Borracha	0.671 (14.269)**	-	0.054 (5.470)**	0.040 (3.953)**	-	-0.006 (-0.915)	-	estocástico	-	-	-
10. Química	0.537 (9.706)**	-	0.069 (6.100)**	-	-	-0.046 (-6.060)**	-	estocástico	estocástico	-	-
11. Vestuário, calçados e tecidos	0.645 (11.760)**	-	0.069 (6.800)**	0.025 (2.229)*	-	-0.062 (-7.432)**	-	estocástico	-	-	-
12. Alimentos	0.659 (9.104)**	-0.174 (-2.594)*	0.045 (5.014)**	-	-	-	-0.018 (-2.257)*	estocástico	-	-	-
13. Bebidas	0.707 (12.776)**	-	0.030 (1.992)*	0.041 (2.871)**	-	-0.009 (-0.676)	-	estocástico	-	fixa	-
14. Fumo	0.147 (2.218)*	-	0.170 (7.003)**	-	-	-0.138 (-4.698)**	-	estocástico	-	dummy	sim

** Significante ao nível de 1%.

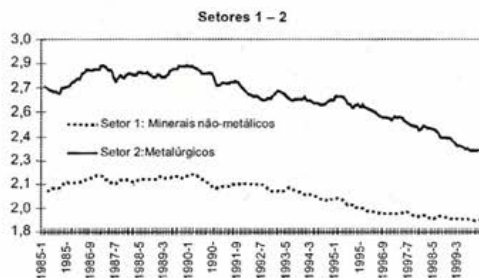
* Significante ao nível de 5%.

Anexo
Testes para a seleção dos modelos estruturais

Setores	EPV*	Normalidade	H (51)	r (1)	r (11)	DW	Q (12,11)	R ²
1. Minerais não metálicos	1,10E-04	0,28	1,03	-0,002	0,083	1,98	11,56	0,997
2. Metalúrgica	7,74E-03	3,43	0,72	-0,038	-0,032	2,03	5,18	0,998
4. Mat. elétrico e de comunicação	1,48E-04	2,75	0,89	0,001	0,129	1,99	18,04	0,998
5. Material de transporte	7,14E-03	1,11	1,10	-0,022	-0,122	2,01	7,08	0,997
6. Madeira	1,70E-04	0,71	1,63	-0,064	-0,177	2,07	7,50	0,990
7. Mobiliário	1,83E-04	4,73	0,28	0,069	0,012	1,84	5,00	0,969
8. Papel e papelão	1,03E-04	4,30	1,20	-0,021	0,134	1,97	9,09	0,996
9. Borracha	1,82E-04	1,26	1,29	-0,006	0,182	2,00	18,05	0,996
10. Química	1,84E-04	4,00	0,55	-0,002	0,194	1,98	20,18	0,587
11. Vestuário, calçados e tecidos	2,05E-04	2,74	0,72	-0,009	0,028	2,00	7,85	0,990
12. Alimentos	1,72E-04	3,87	0,44	0,007	0,214	1,95	24,68	0,987
13. Bebidas	1,99E-04	0,47	0,84	0,056	0,091	1,86	8,64	0,988
14. Fumo	2,56E-04	3,94	0,95	0,002	0,103	1,98	4,24	0,979

* Erro previsto da variância.

Apêndice 5 Gráficos das tendências estocásticas estimadas



quando foram definidas as características do sistema político e social do Império, vigentes até a sua derrocada em 1889. Os efeitos desse período continuariam a ecoar na posteridade republicana, ao longo de todo o século XX.

O esforço realizado foi no sentido de compreender a postura do Estado perante as práticas de amparo social. Qual foi o papel e a conduta seguida pelo Estado monárquico constitucional brasileiro nessa questão? Qual a relação deste Estado com as formas, valores e instituições de origem portuguesa existentes nos territórios brasileiros que integraram o novo Império? A quem competia a assistência social até então? Houve mudanças? De que tipo e teor? Essas foram algumas indagações que motivaram a realização deste estudo.

Os marcos temporais, 1822 a 1831, abrem-se com o momento imediatamente anterior à identificação das ações de governo como próprias do Império do Brasil, em outubro de 1822, conforme aparece na documentação oficial do Estado. Inicia-se, com o Ministério dos Andradas, instaurado em meados de janeiro daquele ano. As medidas adotadas por D. Pedro, então Príncipe Regente do Reino do Brasil, geraram tensões políticas crescentes e agudas que contribuíram para o acirramento das disputas que conduziram à ruptura política na administração dos reinos de Portugal e Brasil. Buscou-se, ainda, incorporar ao estudo o conjunto da ação ministerial dos Andradas, que prosseguiu até meados de 1823. A abdicação do primeiro Imperador do Brasil encerra o recorte cronológico da pesquisa, dado que o novo momento político, aberto com a instauração das sucessivas regências, que responderam pelo governo do Império até 1840, possui traços e elementos que o singularizam no conjunto da vida nacional brasileira.

O procedimento adotado pela pesquisa foi um exame das principais normatizações gerais produzidas no Primeiro Reinado que, de alguma forma, trouxessem elementos para a compreensão das práticas de amparo social no Império. Dois importantes documentos são portadores dessas características e foram tomados aqui como ponto de partida para a pesquisa. O primeiro deles, é a *Constituição Política do Império do Brasil*, outorgada em 25 de março de 1824, e o segundo, a Lei de 1º de outubro de 1828, que regulamentou as Câmaras Municipais no Império.

O passo seguinte foi agregar alguns dados referentes a práticas de amparo social do Estado, especificamente do Poder Executivo. A documentação utilizada foi a

ESTADO E AMPARO SOCIAL NO IMPÉRIO DO BRASIL (1822-1831)

Paulo Henrique Martinez¹

RESUMO

A pesquisa procurou conhecer o papel e a conduta do Estado monárquico constitucional brasileiro nas práticas de amparo social durante o Primeiro Reinado (1822-1831). As fontes utilizadas foram textos de natureza jurídica e administrativa do Império do Brasil, recorrendo-se a métodos da história quantitativa e serial na agregação e classificação de dados. Ao longo dessa reconstrução e interpretação histórica foram propostas algumas questões e hipóteses futuras de investigação.

Palavras-chave: Estado nacional, amparo social, Império do Brasil, Primeiro Reinado.

ABSTRACT

The research tried to find out the role and the behavior of the Brazilian constitutional monarch State in respect of the practices of social support during the First Reign (1822-1831). The resources were legal and administrative texts from the Empire of Brazil, and were used methods of quantitative and serial background for data collection and classification. On the course of the historical reconstruction and interpretation, a few questions and future investigation hypothesis were raised.

Key words: National Status, social support, Empire of Brazil, First Reign.

INTRODUÇÃO

As práticas de amparo social constituem um importante espaço analítico das relações entre Estado e sociedade. O estudo dessa questão durante o Primeiro Reinado (1822-1831) possibilita compreender algumas particularidades das formas desse relacionamento no momento de organização do Estado nacional brasileiro,

1. Departamento de História da FCL-Unesp, Assis/SP, e-mail: martinezph@uol.com.br.