

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
PROGRAMA DE MESTRADO EM ECONOMIA

MIRIAM HARUKO MURATA

ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE
TRABALHO E CAPITAL DA ECONOMIA
BRASILEIRA

MARINGÁ
Estado do Paraná – Brasil
2006

ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE TRABALHO E CAPITAL DA ECONOMIA BRASILEIRA

MIRIAM HARUKO MURATA

Orientador: Prof. Dr. **RICARDO LUIS LOPES**

Dissertação apresentada ao Programa
de Mestrado em Economia da
Universidade Estadual de Maringá
como requisito parcial para obtenção
do título de Mestre em Economia.

MARINGÁ
Estado do Paraná – Brasil
2006

AGRADECIMENTOS

A Deus-Parens, Tenri-O-No-Mikoto, e Oyassama, os meus sinceros agradecimentos, não apenas pelas infinitas graças recebidas, mas também pelas constantes orientações, as quais têm me ajudado a enfrentar todas as etapas de minha vida.

Aos meus pais, Yuji e Yuko Murata, e irmãos, Kaoru, Nobuko e Keiko Murata, que sempre confiaram no meu potencial e concederam-me apoio incondicional em todos os caminhos os quais escolhi trilhar.

Ao Prof. Dr. Ricardo Luis Lopes pela paciência e orientação do trabalho, além da oportunidade oferecida para o aprofundamento de meus estudos acadêmicos.

Aos professores, funcionários e colegas do departamento de economia da Universidade Estadual de Maringá, que contribuíram para grandes aprendizados durante o período do mestrado.

Aos valiosos amigos, Alexandre, Juliana e Marilei, grandes companheiros de estudo e bons momentos que jamais esquecerei.

Aos professores Dr. José Luiz Parré, Dra. Márcia Istake e Dr. Umberto Sesso Filho, pela substancial contribuição através de sugestões para o desenvolvimento e melhoramento do trabalho.

Ao meu querido Grant, pelo grande apoio em todos os momentos de minha vida.

*“Havendo os pais, existem os filhos.
Por mais sábios que sejam os filhos,
respeitar os pais é um princípio.”*

(Indicação Divina de 14/10/1889)

SUMÁRIO

RESUMO	vi
ABSTRACT.....	viii
LISTA DE TABELAS	x
LISTA DE SIGLAS	xi
1. INTRODUÇÃO	13
1.1 Objetivos	14
1.2 Metodologia	15
1.3 Organização do trabalho	16
2. COMPORTAMENTO DOS FATORES DE PRODUÇÃO CAPITAL E TRABALHO NA ECONOMIA BRASILEIRA DOS ANOS 90: REVISÃO DE LITERATURA.....	17
2.1 Breve análise histórica do processo de desenvolvimento econômico brasileiro.....	17
2.2 Reformas econômicas e estruturais e retomada do crescimento da produtividade dos fatores de produção nos anos 90..	20
2.2.1 Mercado de trabalho e produtividade do trabalho nos anos 90.....	23
2.2.2 Produtividade do capital nos anos 90: algumas considerações.....	26
2.3 Análise setorial da produtividade: algumas evidências	28
3. ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE OS FATORES DE PRODUÇÃO CAPITAL E TRABALHO: TEORIA E EVIDÊNCIA.....	33
3.1 Conceitos e definições	33
3.1.1 A função de produção Cobb-Douglas.....	34
3.1.2 A função de produção CES.....	38
3.2 Evidência teórica da elasticidade de substituição entre capital e trabalho....	41
4. METODOLOGIA	47
4.1 Análise dos dados.....	47
4.2 Formalização do modelo teórico.....	49
4.3 Aplicações econométricas.....	51
4.3.1 O modelo de efeitos fixos ou MQVD (mínimo quadrado com variável	

	5
<i>dummy</i>).....	55
4.3.2 O modelo de efeitos randômicos.....	56
4.3.3 Estimadores intra-grupos (<i>within</i>) e entre-grupos (<i>between</i>).....	58
4.3.4 Efeitos fixos versus efeitos randômicos.....	61
4.3.4.1 Teste de especificação de Hausman.....	62
4.3.5 Diagnósticos gerais para dados em painéis e tratamento da estrutura de erros.....	63
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	66
5.1 Testes de especificação do modelo	66
5.1.1 Análise da estrutura dos erros	68
5.2 Estimativas do modelo econométrico	69
5.2.1 Período Total.....	71
5.2.1.1 Período pré-Real (1990-1994)....	75
5.2.1.2 Período pós-Real (1995-2003)....	77
5.2.1.3 Análises finais.....	81
CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	84
REFERÊNCIAS.....	87
ANEXOS	94

ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE TRABALHO E CAPITAL DA ECONOMIA BRASILEIRA

Autora: MIRIAM HARUKO MURATA

Orientador: Prof. Dr. RICARDO LUIS LOPES

RESUMO

Este trabalho objetiva analisar a relação trabalho-capital para a economia brasileira durante o período de 1990 a 2003 por meio de técnicas de dados em painel, evidenciando as mudanças ocorridas na relação entre estes insumos dada às transformações econômicas sofridas a partir das reformas econômicas observadas, especialmente, durante a década de 1990. Para tanto, através dos dados de 40 dos 42 setores da Matriz de Insumo-Produto fornecidos pelo Sistema de Contas Nacionais do IBGE, são estimadas as elasticidades para 5 painéis, a saber: Economia Brasileira, Indústria Extrativa, Agronegócio, Indústria de Transformação e Serviços, para os períodos: total (1990-2003), pré-Real (1990-1994) e pós-Real (1995-2003). Primeiramente realiza-se a revisão literária a cerca da relação trabalho-capital brasileira para o período delimitado pelo estudo, observando-se determinado consenso entre os trabalhos de que as reformas econômicas implantadas, ou seja, os processos de abertura comercial, privatização, desregulamentação da economia e estabilização econômica obtida com a implantação do Plano Real, influenciaram fortemente na recuperação da produtividade dos fatores, sendo ainda a produtividade do trabalho a apresentar maior taxa de crescimento. Posteriormente realiza-se a revisão literária acerca de trabalhos sobre a elasticidade de substituição, observando-se grande variabilidade no que concerne ao uso de técnicas empíricas utilizadas e formas funcionais adotadas, além da suposição quanto à mudança tecnológica observada. Em seguida, desenvolve-se o modelo teórico a ser aplicado econometricamente através de técnicas de dados em painel adotando-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas. Por meio dos testes estatísticos delimitou-se o

modelo de efeitos fixos e correção para correlação-serial e heterocedasticidade para todos os painéis, excetuando-se o da Indústria Extrativa, na qual especificou-se o modelo de efeitos randômicos. Os resultados demonstram que em todos os painéis e em todos os períodos analisados houve retornos decrescentes de escala. Ainda, com exceção do painel do Agronegócio para o período total (1990 a 2003), o retorno apresentado pelo emprego do fator capital no produto final foi em média 12,25 pontos percentuais superior que a do fator trabalho. Ao realizar-se a quebra do período em pré e pós-Real, excluindo o caso da indústria extrativa (a qual apresentou resultado oposto), observou-se queda média da elasticidade do produto em relação ao capital do primeiro para o segundo período em torno de 24 pontos percentuais, frente ao aumento médio em relação ao trabalho em torno de 5,5 pontos percentuais. Deste modo, sugere-se que de fato, houve um processo substitutivo de mão-de-obra por capital, ocasionado pelo processo de modernização produtiva imposto frente às reformas econômicas implantadas mais fortemente no início da década. Todavia, a partir do grau da queda observada pela elasticidade de trabalho por capital, entende-se que tal processo, possivelmente esteja apresentando sinais de estabilização gradativa em alguns setores.

Palavras-chave: Elasticidade de Substituição. Anos 90. Reformas Econômicas e Estruturais. Modernização Produtiva.

CAPITAL-LABOR ELASTICITY OF SUBSTITUTION OF THE BRAZILIAN ECONOMY

Author: MIRIAM HARUKO MURATA

Adviser: Prof. Dr. RICARDO LUIS LOPES

ABSTRACT

This work has a general objective of analyzing the capital-labor relationship of the Brazilian economy for the 1990-2003 period through a panel data approach, evidencing the changes that occurred in the relationship of these inputs due to the economical transformations endured by the economical reforms observed especially during the decade of the 1990s. Thus, through the data of about 40 of the 42 sectors of the Input-Output Matrix supplied for the National Counts and estimated by IBGE, the partial and total elasticities were estimated for 5 panels: the Brazilian Economy, Extractive Industry, Agrobusiness, Transformation Industry and Services, for the total (1990-2003), before the Real-Plan (1990-1994) and after the Real-Plan (1995-2003) periods. First of all, the literary revision of the capital-labor relationship of the Brazilian economy for the delimited period of the study is carried out, where in a similar conclusion can be observed and noted upon by the previous studies of the introduced economic reforms, i.e., the commercial openness, the privatization of state-owned firms, economic deregulation and stabilization reached by the Real Plan process, influenced immensely the recovery of the productivity of both factors, among which labor productivity was shown to have higher growth rates. Subsequently, literary revision of the elasticity of substitution is carried out, remarking a wide variable of factors concerning the empirical techniques used and adopted functional forms, beyond just the supposition about the technological change observed. Next, the theoretical model applied econometrically by panel data techniques is developed, adopting a Cobb-Douglas production function. Through the statistics tests the fixed effect model and correction for serial correlation and heterocedasticity was delimited

for all panels, except for the Extractive Industry panel, which was specified by the random effects model. The outcomes showed that in all panels and in all analysed periods, the capital-labor elasticity of substitution presented less than one, indicating decreasing returns to scale. Moreover, excepting the Agrobusiness panel for total period, the returns showed by the employ of the capital factor in the final product was in average 12,25 percentual points higher than the labor factor in all panels. However, after breaking the periods of the before and after Real Plan, excepting for the Extractive Industry case (which showed a reversed outcome), one is able to realize that the average of the product elasticity of the capital decreased in all panels for the before to after Real Plan period of about 24 percentual points, while the average of the labor increased of about 5,5 percentual points. Thus, one suggest that in fact, there was a substitutive processs of workers by capital due to the economic reforms introduced more powerfully in the beginning of the decade and the consequent productive modernization process. Nevertheless from the degree of the fall observed by the elasticity of the labor by capital, one is able to understand that possibly this process is showing signals of gradual estabilization in some sectors.

Keywords: Elasticity of Substitution. 1990s. Structural and Economical Reforms. Productive Modernization.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Elasticidade do produto em relação ao trabalho e ao capital na economia brasileira	31
Tabela 2 - Estimativas da elasticidade de substituição	46
Tabela 3 - Elasticidades do produto para o período 1990-2003.....	71
Tabela 4 - Elasticidades do produto para o período pré-Real (1990-1994)	76
Tabela 5 - Elasticidades do produto para o período pós-Real (1995-2003).....	78
Tabela 6 - Elasticidades de trabalho por capital (ε) para todos os painéis	81

LISTA DE SIGLAS

ALM – *Autocorrelation Corrected Lagrange Multiplier* (multiplicador lagrangeano corrigido para autocorrelação)

AR (1) – Auto-Regressivo de 1ª ordem

BNDE – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico

BNDES – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

CES – *Constant Elasticity of Substitution* (elasticidade de substituição constante)

CSN – Companhia Siderúrgica Nacional

EOB – Excedente Operacional Bruto

FGV – Fundação Getúlio Vargas

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IPEA – Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas

LM – *Lagrange Multiplier* (multiplicador lagrangeano)

MEP – Método do Estoque Perpétuo

MQG – Mínimo Quadrado Generalizado

MQGF – Mínimo Quadrado Generalizado Factível

MQO – Mínimo Quadrado Ordinário

MQR – Mínimo Quadrado Restrito

MQVD – Mínimo Quadrado de Variável *Dummy*

NBER – National Bureau of Economic Research

OCDE – Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico

PAEG – Plano de Ação Econômica do Governo

PCSE – *Panel Corrected Standard Error* (erro-padrão corrigido de painel)

PEA – População Economicamente Ativa

PIB – Produto Interno Bruto

PIM - DG – Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio

PTF – Produtividade Total dos Fatores

RAIS – Relação Anual das Informações Sociais

SCN – Sistema de Contas Nacionais

SQR – Soma do Quadrado dos Resíduos

SSR – Sum Square of Residuals

SUMOC- Superintendência da Moeda e do Crédito

SUR – *Seemingly Unrelated Regressions*

TMST – Taxa Marginal de Substituição Técnica

1. INTRODUÇÃO

Sendo, capital e trabalho os dois principais fatores de produção existentes numa economia, o comportamento da relação entre ambos, ao envolver diversas questões como acumulação de capital, alocação ótima da força de trabalho, determinação de salários e distribuição de renda, faz com que a mensuração da elasticidade de substituição entre eles tenha importante papel na formulação de políticas econômicas, especialmente em estudos de crescimento econômico e produtividade. Pode-se citar, também, o campo das políticas fiscais, pois se permite analisar o resultado obtido no comportamento do investimento através de alterações na política tributária. Destaca-se ainda, a utilização de tal medida em estudos que envolvam a aplicação de modelos de Equilíbrio Geral, apresentando-se como um parâmetro-chave na determinação de impactos distribucionais a partir de mudanças políticas.

A década de 1990 foi um período de intensas transformações sócio-econômicas para o Brasil, haja vista a herança recebida em termos econômicos e sociais, especialmente pelo decênio anterior. De um modo geral, a economia foi marcada pelo aprofundamento dos processos de abertura econômica, de privatização, e de globalização (especialmente a financeira). Neste contexto, observou-se a forte interferência do Estado na economia através das políticas econômicas adotadas. Somando-se a isso, os anos 90 destacaram-se pela resolução do crítico problema inflacionário do país, com o sucesso alcançado pelo Plano Real.

Grande parte dos estudos que mensuram a elasticidade de substituição entre os fatores de produção capital e trabalho se volta para a questão das diferenças de renda entre os países e à relação e / ou a implicação de tal parâmetro em questões como crescimento econômico e produtividade. Há grande variabilidade com relação às técnicas empíricas utilizadas e quanto à especificação da função de produção adotada. Entretanto, observa-se relativa escassez de estudos que mensurem a elasticidade de substituição para a economia brasileira durante o período da década de 1990. Destarte, compreendendo a importância histórica e

econômica deste período, além da relevância da estimação de tal parâmetro, desenvolveram-se os objetivos do presente trabalho.

1.1 Objetivos

O objetivo geral é verificar o comportamento da relação existente entre os fatores de produção capital e trabalho de 40 dos 42 setores da economia brasileira para o período de 1990 a 2003 através de técnicas de dados em painel. Excluem-se os setores da administração pública e serviços privados não-mercantis pelo fato de não apresentarem dados para a variável excedente operacional bruto, utilizada como *proxy* da variável capital, empregada pelo presente estudo.

Como objetivos específicos, pretende-se analisar o comportamento da relação capital-trabalho para os períodos pré –Real (1990 a 1994) e pós-Real (1995 a 2003), além de analisar setorialmente a economia brasileira através das estimativas das elasticidades para painéis específicos, a saber: indústria extrativa, setores que compõem o agronegócio, indústria de transformação exclusive os setores que compõem o agronegócio e serviços, dada a importância econômica e as particularidades apresentadas pelos setores.

As principais reformas econômicas e estruturais pelas quais a economia brasileira passou, tais como a abertura comercial, a desregulamentação econômica e a privatização de grandes companhias, foram observadas mais fortemente nos anos iniciais da década. Somando-se a isso, a estabilização da moeda alcançada com o Plano Real em 1994, foi um grande marco econômico deste decênio, permitindo um contexto de maior estabilidade macroeconômica. Destarte, as análises acerca do comportamento entre os fatores capital e trabalho também foram feitas mediante a quebra do período de análise, de modo a poder relacionar o comportamento apresentado pelos fatores com o contexto econômico do período observado.

A indústria extrativa é composta pelos setores de extração mineral e petróleo e gás. Destaca-se o notável desempenho econômico do setor de petróleo no último decênio, lembrando ainda que o setor de extração mineral passou por forte processo de privatização nos anos iniciais da década de 90. Para composição do painel do agronegócio utilizou-se a metodologia estabelecida pela Confederação Nacional da Agricultura (CNA). Esse grupo é composto, portanto, pelos setores da agropecuária, madeira e mobiliário, papel e gráfica, elementos químicos, indústria têxtil, artigo do vestuário, fabricação de calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria de laticínios, indústria do açúcar, fabricação de óleos vegetais e outros produtos alimentícios. O agronegócio, com seu destacado potencial exportador, tem se mostrado grande colaborador do crescimento econômico brasileiro por meio de taxas de crescimento mais expressivas do PIB em relação à média da economia, através da absorção de mão-de-obra e formação do saldo da balança comercial do país. Estima-se, também, as elasticidades dos setores da indústria de transformação exclusive os setores que compõem o agronegócio, de modo que se possa obter realizar uma análise comparativa dentro da indústria de transformação. Por fim, estima-se as elasticidades dos setores que compõem as atividades de serviços, lembrando que este último caracterizou-se por ter sido o grande absorvedor de mão-de-obra durante os anos 1990.

1.2 Metodologia

A função de produção agregada de uma economia é a relação entre o produto agregado e os fatores de produção necessários para produzi-lo. A discussão acerca de qual seria a melhor forma funcional a ser aplicada nos estudos econômicos é ampla e complexa, haja vista as diversas particularidades tanto das funções quanto das economias a serem estudadas. Desde os primeiros estudos de Solow (1957), passando pelo desenvolvimento dos modelos neoclássicos de crescimento econômico, a função de produção Cobb-Douglas tem sido amplamente utilizada, por possuir propriedades que facilitam o estudo de tal fenômeno. Posteriormente, Arrow et al. (1961) desenvolveram uma nova função de produção alternativa, a chamada

função de produção de elasticidade de substituição constante (CES). A partir de tal estudo, tem sido cada vez maior o número de trabalhos que utilizam tal função, não só para estudos de crescimento econômico, como também para temas afins.

Dados os objetivos apresentados pelo presente estudo e, considerando as limitações impostas para o alcance destes (especialmente com relação à disponibilidade de dados para mensuração das elasticidades), neste trabalho adota-se a função de produção Cobb-Douglas, a qual permite analisar de maneira simples e satisfatória a relação capital-trabalho. Desta forma, serão utilizados dados reais, isto é, descontada a inflação do período, para as variáveis: produção, capital e trabalho, fornecidos pelo Sistema de Contas Nacionais construídos pelo IBGE, para o período de 1990 a 2003. Para a variável dependente, utiliza-se o valor da produção. Com relação ao fator trabalho, utiliza-se o número de pessoas ocupadas em cada setor. Diante da inexistência de dados para o estoque de capital nas matrizes de insumo-produto, este trabalho utiliza o excedente operacional bruto como *proxy*. Destarte, utilizando o software Stata 8, são aplicadas as técnicas de dados em painel para a mensuração das elasticidades para cada painel tanto para o período total (1990-2003), quanto para os períodos pré (1990-1994) e pós-Real (1995-2003).

1.3 Organização do trabalho

O trabalho é estruturado da seguinte forma: no primeiro capítulo realiza-se uma revisão literária acerca de estudos que tratam do comportamento dos fatores de produção capital e trabalho para a economia brasileira durante a década de 90. No segundo capítulo, conceitua-se e define-se a elasticidade de substituição, além de se realizar uma revisão literária do assunto. No terceiro capítulo, desenvolve-se o modelo teórico e as aplicações econométricas a serem utilizadas para mensuração das elasticidades para que, finalmente, sejam apresentados os resultados e a discussão a respeito da relação capital-trabalho no quarto e último capítulo, chegando-se, assim, às considerações finais.

2. COMPORTAMENTO DOS FATORES DE PRODUÇÃO CAPITAL E TRABALHO NA ECONOMIA BRASILEIRA DOS ANOS 90: REVISÃO DE LITERATURA

Após prolongado período de crescimento, a estagnação econômica observada nos anos 80 demonstrou a necessidade de reformas fazendo com que a década de 90 fosse marcada por transformações estruturais da economia.

Os processos de abertura comercial e privatização foram aprofundados, isto porque estes já haviam sido introduzidos em meados dos anos 80. Além disso, foi iniciado o processo de desregulamentação econômica (objetivando o aumento da competitividade no mercado interno) e, após várias tentativas, sem sucesso, observadas no decênio anterior, finalmente alcançou-se a estabilização dos preços, com a implantação do plano Real. Levando, portanto, em consideração o contexto econômico dos anos 90 e focalizando este período, nesta seção é realizada uma revisão literária acerca do comportamento dos fatores capital e trabalho na economia brasileira.

2.1 Breve análise histórica do processo de desenvolvimento econômico brasileiro

Até 1930 a economia brasileira era eminentemente agrária e exportadora. Após a segunda Guerra Mundial, mais especificamente a partir de 1955 (destacando-se o Plano de Metas no governo de Juscelino Kubitschek), a indústria passa a ser predominante no processo de desenvolvimento econômico, com a indústria manufatureira consolidando seu papel de eixo dinâmico da economia. Neste mesmo período foram realizados diversos empreendimentos estatais (Vale do Rio Doce, CSN, Acesita etc) além das criações do BNDE¹ (posteriormente tornando-se BNDES), da PETROBRÁS, e de algumas determinações por parte do Governo como

¹ Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (posteriormente “e Social”), instituição financeira criada em 1952 com intuito de fomentar o desenvolvimento dos setores básicos da economia brasileira, tanto no plano público, quanto no privado.

as instruções 70 e 113 da SUMOC², as quais compuseram, conjuntamente, as condições necessárias e suficientes para a implantação da infra-estrutura requerida para o desenvolvimento econômico e industrial brasileiro (SERRA, 1981).

A partir de 1962 houve uma pequena desaceleração econômica³. Com a implantação do PAEG (Plano de Ação Econômica do Governo), no governo de Castelo Branco, foram resolvidos os problemas potenciais causadores da desaceleração econômica⁴, contribuindo, desta forma, para que a partir de 1967 fosse iniciado o período que ficou conhecido como “milagre” econômico brasileiro, em que se observou expressivo aumento no PIB, tendo a indústria manufatureira liderado a expansão econômica (com os setores de bens de consumo duráveis e de capital sendo os mais dinâmicos). Nesse período, o rápido crescimento, com acentuada abertura para o exterior, esteve aliado ao aumento das exportações e abundante fluxo de financiamento externo (RESENDE, 1990).

Na fase seguinte, no período de 1973 a 1979, diante de um cenário menos favorável, como o 1º choque do petróleo, o recrudescimento da inflação e problemas no setor de bens de capital⁵, observa-se desaceleração gradativa no crescimento econômico. O biênio 1979/80 caracterizou-se pela forte vulnerabilidade econômica e agravamento da questão inflacionária e do desequilíbrio externo, haja vista a ocorrência de um novo choque externo (2º choque do petróleo) e a conseqüente deterioração das relações de troca do Brasil (SERRA, 1981).

² Superintendência da Moeda e do Crédito, instituição financeira criada em 1945 (e extinta em 1964 quando substituída pelo Banco Central) responsável pela fiscalização do sistema bancário nacional, assim como pelas políticas monetária e cambial, assessorando o governo nas questões econômicas (Sandroni, 1994, p. 341).

³ Serra (1981) sugere que esta não pode ser explicada apenas pelas tendências estruturais de declínio do ciclo econômico a que o país estava vivendo, pois é preciso considerar também, a política de estabilização de preços de natureza contracionista que era praticada na época em questão.

⁴ Em especial reduzir a inflação e corrigir a tendência de déficits descontrolados no Balanço de Pagamentos. Para maiores detalhes ver texto de Lara Resende, “Estabilização e Reforma: 1964-1967”.

⁵ Refere-se a endogeneização do movimento de acumulação capitalista e das maiores facilidades de financiamento para os bens de capital externo. Para maiores esclarecimentos conferir texto de José Serra, “Ciclo e mudanças estruturais na economia brasileira do pós-guerra (1981)”.

Na tentativa de combater o desequilíbrio externo e a inflação, os anos 80 foram castigados pela recessão e estagnação econômica. Para eliminar o problema cada vez mais crítico da inflação, foram adotados diversos planos de estabilização, os quais fracassaram. Contudo, o problema do país não se resumia apenas a alta desenfreada do nível de preços, mas acima de tudo, a estagnação econômica deveria ser superada, pois, por ocasião da disseminação acelerada da globalização econômica e financeira, a economia brasileira necessitava se modernizar e se reestruturar para ter condições de se inserir no novo padrão econômico de concorrência e desenvolvimento capitalista ditados pela economia internacional. No entanto, para tentar manter saldos positivos na balança comercial e, assim, diminuir o grau de endividamento externo, foram tomadas medidas como protecionismo e maxidesvalorizações do câmbio, o que acabou por elevar ainda mais o custo de modernização das empresas, induzindo à estagnação da produtividade e a retração dos investimentos. Desse modo, enquanto as empresas no exterior desenvolviam-se tecnologicamente com renovações organizacionais e produtivas, a indústria nacional adotara apenas a estratégia de sobrevivência de manter-se no mercado (FERRAZ, KUPFER e HAGUENAUER, 1997).

De acordo com Bacha e Bonelli (2004), a queda no ritmo de crescimento econômico nos anos 80 é explicada, principalmente, por dois fatores: a queda nos preços internacionais do café⁶ nos anos 50 e os choques do petróleo⁷ nos anos 70, os quais contribuíram para o desenvolvimento de custos crescentes dos bens de investimento e produtividade decrescente do capital, que, segundo os autores, são as razões da ineficiência econômica. Internamente, nos anos 70, o excesso de demanda doméstica e a indexação de preços e salários, resultaram em débito externo e inflação doméstica agudamente crescente. Segundo os autores, durante o período

⁶ Nesse período, o país adotara a política de valorização do café associada ao protecionismo industrial, mantendo a dependência do país nas exportações do café ao gerar o principal caminho de industrialização através da substituição de importações.

⁷ A decisão do presidente Geisel de enfrentar o choque de 1973 investindo na substituição de importação extra-pesada (financiada por uma acumulação de débito externo aguda), foi infeliz na medida em que o cenário econômico internacional deteriorava-se continuamente no final dos anos 70.

de 1974 a 1984, o preço relativo do investimento aumentou 30% e a produtividade do capital declinou 21%.

Diante do quadro econômico pouco favorável, ao final dos anos 80, foram diagnosticados inúmeros problemas na economia brasileira que abriram espaço para a realização de reformas econômicas e estruturais, destacando-se, entre outras, a liberalização comercial e financeira, o processo de privatização de grandes companhias e a desregulamentação econômica, as quais objetivavam aumentar a produtividade através da menor interferência do Estado no mercado e maximizar a competitividade na economia com um todo.

2.2 Reformas econômicas e estruturais e a retomada do crescimento da produtividade dos fatores de produção nos anos 90

Neste trabalho, a revisão literária acerca do comportamento dos fatores de produção capital e trabalho baseia-se em estudos referentes à produtividade total ou parcial dos fatores. Dentro deste contexto, as indicações para o período de 1940 a 2000 mostram que, embora a economia brasileira tenha operado de forma não homogênea, o desempenho da produtividade manteve-se positivo com exceção da década de 80, a qual registrou baixo desempenho econômico geral (BACHA e BONELLI, 2001). Para o decênio seguinte, há consenso entre os estudos, apontando as reformas estruturais (em especial o processo de privatização, a abertura comercial) e a estabilização econômica alcançada com o Plano Real, como principais propulsores da retomada do crescimento da produtividade.

Bacha e Bonelli (2001), ao realizar um estudo do crescimento econômico e da produtividade para o período de 1940 a 2000, argumentam que, até 1980, a produtividade da mão-de-obra cresceu fortemente devido ao gradativo aumento da razão capital por trabalhador. Tal movimento manteve-se durante a década de 80, porém, à taxas gradativamente menores. Contudo, nos anos 90 a produtividade voltou a apresentar-se crescente, apoiando-se na incorporação de

tecnologias induzidas pelas reformas implementadas durante a década (destacando-se a abertura comercial, a estabilização da moeda alcançada com o Plano Real e a reforma do Estado). Posteriormente, Bonelli (2002) argumentou que, além da década de 90 romper a trajetória declinante da produtividade, o crescimento da produtividade agregada representou elevada parcela do crescimento do PIB real. Com relação aos ganhos de produtividade setoriais, o destaque ficou por conta da indústria, além dos setores de comunicação e serviços industriais de utilidade pública, nos quais o bom desempenho esteve associado às privatizações.

Silva Filho (2001), estimando o produto potencial brasileiro através do método da função de produção, observou também que houve reversão da queda da produtividade total dos fatores (PTF) a partir de 1992, sugerindo igualmente a associação de tal reversão com as reformas estruturais. Ao realizar a decomposição do crescimento, observou que, durante a década de 90, o capital ultrapassou o trabalho como principal fonte de crescimento do PIB, refletindo a diminuição da taxa de crescimento da PEA (população economicamente ativa) e a interrupção da queda das taxas de investimento. Argumenta, ainda, que, a abertura comercial acompanhada do processo de privatização e alcance da estabilidade econômica em 1994, ampliou a concorrência no mercado interno, forçando as firmas a se modernizarem e propiciando, também, o acesso a novas tecnologias, além de aumentar a eficiência do sistema de preços relativos.

Rossi e Ferreira (1999), utilizando um painel para 16 setores da indústria de transformação, estimaram o impacto da abertura comercial sobre a taxa de crescimento da produtividade. Os autores chegaram a dois resultados: 1) a partir dos anos 90 houve mudança estrutural da economia com ganhos generalizados de produtividade; 2) há forte indicação da influência da abertura comercial, pois os setores em que houve aumento da competição, em função da maior abertura ao comércio externo, por meio da maior utilização de insumos importados, estão entre os que apresentaram as maiores taxas de crescimento da produtividade. Os autores destacaram também a importância do processo de privatização, argumentando que, os setores que passaram por tal processo, apresentaram os maiores ganhos de

produtividade. Concatenados a essa linha de pensamento, estão Bonelli e Fonseca (1998) que argumentam que a liberalização do comércio externo, a instituição do Programa de Qualidade e Produtividade, o processo de privatização, a desregulamentação da economia e a difusão de novas técnicas gerenciais, contribuíram fortemente para a elevação da produtividade industrial nos anos 90.

Na análise da relação entre produtividade e abertura comercial na indústria brasileira, existem algumas divergências de opiniões. Apesar dos trabalhos entrarem em consenso de que a abertura, de fato, foi um dos fatores propulsores do aumento da produtividade, eles divergem quanto ao canal pelo qual a liberalização comercial pôde elevar a produtividade⁸.

Outra fonte citada como propulsora do aumento da produtividade foi o processo de privatização experimentado pela economia brasileira. De acordo com dados do BNDES (2002), durante o período de 1990 a 2002, as privatizações atingiram um total de 105.298 milhões de dólares. Dentre os setores que passaram por tal processo, destacam-se os setores de energia elétrica e telecomunicações, ambos com 31% de participação na privatização total ocorrida no país. Seguem-se ainda a siderurgia e mineração, ambos com 8%, petróleo e gás com 7%, financeiro com 6%, petroquímico com 4%, transporte com 2% e saneamento com 1%. Como fora observado anteriormente, os estudos associam os ganhos de produtividade ao processo de privatização por observarem que, os setores que apresentaram os maiores índices de produtividade são aqueles que passaram pelo processo de privatização mais intenso. Nesse sentido, Rossi e Ferreira (1999) destacam a indústria química, Bacha e Bonelli (2001) comunicações e instituições financeiras e Bonelli (2002) comunicações, siderurgia e petroquímica.

⁸ Sabóia e Carvalho (1997) e Muendler (2004) argumentam que a abertura comercial elevou a produtividade porque as empresas foram pressionadas a modernizarem os seus processos produtivos. Entretanto, Ferreira e Guillén (2002), assim como Ferreira e Rossi (2003), argumentam que o acesso a insumos importados e o uso de novas tecnologias podem também ter sido prováveis canais de aumento da produtividade.

2.2.1 Mercado de trabalho e produtividade do trabalho nos anos 90

De acordo com os estudos realizados acerca do desempenho do mercado de trabalho brasileiro na década de 90, houve redução no nível de emprego nos setores primário e secundário, em detrimento do aumento deste no setor terciário. Tal fenômeno é explicado pelas reformas econômicas e estruturais passadas pela economia brasileira nos anos 90.

Néri, Camargo e Reis (2000) argumentam que, as transformações ocorridas na estrutura da economia no início dos anos 90, provocaram aumento do desemprego em virtude do lento ajustamento do mercado de trabalho (com deslocamento do emprego da indústria para os serviços). Hilgemberg (2003), utilizando o instrumental de Insumo-Produto, analisou setorialmente os efeitos da estabilização dos preços, bem como os efeitos da abertura comercial sobre a oferta de mão-de-obra na economia brasileira dos anos 90. Observou que, devido ao destaque da modernização produtiva e o conseqüente aumento da produtividade na agropecuária, assim como a maior dependência de insumos importados nos setores industriais, houve a diminuição da capacidade de geração de novos postos de trabalho em ambos setores. Neste contexto, o setor de serviços consolidou-se como gerador ou absorvedor de mão-de-obra neste período.

Da mesma forma, Kupfer e Freitas (2004), ao analisarem a estrutura da variação do emprego no Brasil, durante o período de 1990 a 2001, através dos dados divulgados pelo IBGE (Sistema de Contas Nacionais), indicam que, o emprego total expandiu cerca de 5 milhões de postos de trabalho, sendo que o setor de serviços⁹ foi o que mais criou empregos, enquanto que os setores agropecuária¹⁰, indústria de transformação¹¹, construção civil, eletricidade,

⁹ Composto pelos serviços pessoais e sociais, comércio, serviços empresariais e transportes e comunicações.

¹⁰ Sendo a mudança tecnológica a principal responsável pela queda no nível de emprego.

¹¹ A liberalização comercial ao ampliar a competição, tanto no mercado interno quanto externo, forçou a maioria dos setores industriais a modernizarem seus processos produtivos, resultando, desta forma, em queda do nível de contratação de mão-de-obra.

mineração e administração pública respectivamente, foram os que mais eliminaram empregos. Realizando a decomposição estrutural da variação de empregos na economia brasileira, os autores observaram que a expansão doméstica e as exportações contribuíram positivamente na expansão dos empregos em detrimento da mudança tecnológica e das importações, os quais contribuíram para a eliminação de postos de trabalho. No que diz respeito à queda do nível de emprego associado à mudança tecnológica, os dados confirmam que, a década de 90, foi um período de intenso aumento da eficiência e da produtividade do trabalho.

Estudos que mensuram ou utilizam indicadores de produtividade, costumam dar preferência à produtividade parcial do trabalho, principalmente pelo fato da variável trabalho apresentar fontes de dados mais precisas. Cardoso Jr (2000), analisando o comportamento da produtividade do trabalho¹² para os grandes segmentos da economia brasileira para o período de 1990 a 1996, observou taxas crescentes tanto para o setor primário quanto secundário. Para o setor primário, esse aumento da produtividade do trabalho esteve baseado, fortemente, na retração do pessoal ocupado após 1994 e, no caso do setor secundário, o mesmo ocorreu devido ao ajuste recessivo durante os primeiros anos da década, seguido pela racionalização produtiva e pelas transformações induzidas pela abertura comercial (terceirização e aumento do uso de insumos importados). Ao mesmo tempo, o setor terciário (serviços) apresentou taxas baixas e não-crescentes da produtividade do trabalho. Fato este, explicado em função do aumento na absorção da mão-de-obra e queda do valor adicionado.

Ao analisar a estrutura setorial-ocupacional do emprego no Brasil, Cardoso Jr. (2000) argumenta que, o fraco desempenho do setor industrial, tanto em termos de ocupação quanto de remuneração, é reflexo da perda de participação da indústria na composição da renda nacional, além do movimento de migração dos empregos industriais para o setor de serviços. Ao analisar as remunerações, o autor atenta para o fato de que, o desempenho mais favorável do setor de serviços (onde se tem a predominância da inserção ocupacional nos empregados sem carteira e dos

¹² Produtividade média do trabalho calculada através da relação valor adicionado / pessoal ocupado.

trabalhadores autônomos), pode ser explicado pelas reformas e transformações econômicas sofridas pelo Brasil, pois a indústria, precisando manter seus produtos competitivos internacionalmente, evitou o repasse dos ganhos de produtividade aos trabalhadores e, portanto, coube ao setor terciário, absorver a força de trabalho ativa incorporada a cada ano no mercado de trabalho urbano. Argumenta, ainda, que a característica mais evidente dos ganhos de produtividade industrial nos anos 90, em contraste com os anos 70, é o descompasso entre produção e emprego, sendo que esta relação reflete os ajustamentos à crise e as mudanças estruturais pelas quais a economia brasileira passou durante este último decênio.

Ao analisar a distribuição pessoal¹³ no mercado de trabalho brasileiro, Cardoso Jr. (1999) argumenta que, houve uma pequena melhora distributiva no segmento industrial, em parte devido aos processos de reconversão produtiva e racionalização dos custos (estratégias adotadas frente à liberalização comercial e à maior exposição ante a competitividade internacional), que, ao contribuírem para a redução do pessoal na indústria, afetaram positivamente a distribuição pessoal. Quanto ao setor serviços, houve piora porque tal setor absorveu grande quantidade de trabalhadores em condições muito heterogêneas (qualificação, produtividade etc), reflexo do aumento das ocupações informais e a maior precarização do emprego e das relações de trabalho.

Bonelli (2002) indicou, para o período de 1990-2000, uma taxa média de crescimento da produtividade¹⁴ do trabalho em termos setoriais de 1,53%. Ao se dividir os 42 setores da economia em 3 grandes grupos (setores com crescimento de alta produtividade, de baixa produtividade e de produtividade negativa), concluiu que, dentre os 17 setores do grupo de crescimento de alta produtividade, 15 pertenciam à indústria manufatureira. O primeiro e o terceiro

¹³ Estabelecendo a inserção setorial dos trabalhadores no processo produtivo do valor adicionado, assim como o tipo de inserção ocupacional em cada setor (com ou sem carteira, trabalhadores autônomos ou por conta-própria) além dos principais determinantes dos rendimentos do trabalho.

¹⁴ Este valor foi, entretanto, calculado a partir da relação PIB / pessoal ocupado, haja vista a não disponibilidade de valores de VA para os 42 setores após 1996.

colocado dentro deste ranking são os setores de comunicações e SIUP. Ainda, os 4 primeiros setores deste ranking (comunicações, aço, SIUP e refino do petróleo) caracterizaram-se pela substancial privatização, fazendo-se notar que o crescimento da produtividade e privatização se caracterizam como causa e efeito. Dos 19 setores com crescimento de baixa produtividade (porém, positiva), 11 também são provenientes das manufaturas. Já no grupo de setores com produtividade negativa (observada em 6 setores), 4 são provenientes dos serviços, os quais também apresentaram baixo nível de produtividade absoluta.

Bonelli (2002) observou que, o crescimento da produtividade no Brasil teve forte impacto no aumento do produto agregado na década de 90, sendo que o nível de emprego não foi tão sacrificado quanto se imaginava graças ao bom desempenho de um grupo de setores provenientes das manufaturas, conjuntamente com o setor de comunicações e utilidade pública, além de alguns setores prestadores de serviços, transportes e comércio. Entretanto, considerando as altas proporções no total do emprego representadas por estes setores, suas recentes performances baixas constituem problemas sociais e econômicos para a economia brasileira.

2.2.2 Produtividade do capital nos anos 90: algumas considerações

Diante da dificuldade e limitação da mensuração de dados referentes a variável capital, ao analisar a questão da produtividade, muitos trabalhos dão preferência à análise feita através da produtividade do trabalho. A não existência de dados acerca da variável capital para todos os setores da economia brasileira faz com que os trabalhos utilizem *proxies* tais como o consumo de energia elétrica ou ativo imobilizado, ou estimem a variável através do método do inventário perpétuo.

Recentemente, Ferreira, Ellery Jr. e Gomes (2005) realizaram estudo a respeito da produtividade agregada brasileira para o período de 1970 a 2000, analisando o quanto da queda da produtividade total dos fatores (PTF) poderia ser explicado por mudanças na forma tradicional de cálculo desta variável, ou seja,

variações verificadas através da utilização da capacidade instalada, modificações no uso do capital, mensuração do capital por meio do consumo de energia elétrica, distorções no preço relativo, capital humano e investimento específico em determinada tecnologia. Argumentando que, dado o fato da PTF ser calculada como um resíduo, problemas relacionados ao uso do capital poderiam implicar em um grande viés na estimação da produtividade. Entretanto, o resultado alcançado foi de robustez no comportamento da PTF frente às variadas formas alternativas de mensuração desta.

Muitos trabalhos adotam o método dos estoques perpetuados¹⁵ (MEP), ou método do inventário perpétuo (*perpetual inventory method*). De acordo com Morandi e Reis (2004), isto se deve a disponibilidade da série de investimentos consistente e sistemática nas Contas Nacionais, além de ser o método recomendado pela OCDE (organização para cooperação e desenvolvimento econômico) para as estimativas do estoque de capital dos seus países membros. Dentro da revisão literária, os trabalhos de Silva Filho (2001), Bacha e Bonelli (1998, 2001), Rossi e Ferreira (1999), Ferreira e Guíllen (2002), Feu (2003), Ferreira e Rossi (2003) e Gomes, Pessôa e Veloso (2003), seguem esta metodologia.

Ao estudar o comportamento da razão entre capital e produto no Brasil, Feu (2003) observou que, durante o período de 1950 a 2002, as produtividades do capital e do trabalho mostraram-se negativamente correlacionadas¹⁶, destacando-se forte correlação negativa principalmente até 1980. Feu (2003) argumenta ainda, que a baixa produtividade do capital tem limitado o crescimento econômico brasileiro, na medida em que eleva a quantidade de capital necessária para gerar produto em um país onde o fator escasso é o próprio capital.

¹⁵ O qual acumula os fluxos macroeconômicos de investimento para diversas categorias de ativo deduzindo a depreciação física ou perda de eficiência que ocorre ao longo da vida útil de cada categoria (MORANDI e REIS, 2004).

¹⁶ A maior intensidade do capital diminuiria a quantidade de trabalho por unidade de produto, aumentando a produtividade do fator trabalho e reduzindo a produtividade do capital.

De acordo com Morandi e Reis (2004), a razão capital / produto indica o montante de capital necessário para gerar uma unidade de produto. Em seu estudo, Feu (2003) argumenta que países que apresentaram maior relação capital / produto foram os que apresentaram as menores taxas de crescimento. Para o caso do Brasil, observou-se uma média de 3,1 em tal relação nos anos 90.

Fonseca e Mendes (2002) estudaram, particularmente, a produtividade do capital para a indústria brasileira, observando para os anos 90 uma taxa de crescimento anual média de 5,8%. A partir da construção de uma série de investimento e de estoque de capital da indústria para o período de 1970 a 1999, os autores observaram que, a produtividade do capital, que se mostrava estagnada durante os anos 80, voltou a crescer expressivamente durante a primeira metade da década de 90, refletindo o processo de modernização da indústria com predomínio do investimento em reposição de equipamentos. As crises econômicas enfrentadas na segunda metade dos anos 90 prejudicaram a retomada dos investimentos, penalizando, também, a evolução de curto prazo da produtividade do capital (que voltou a cair devido ao crescimento do estoque de capital e da perda de ritmo de crescimento do produto industrial). Desta forma, os autores argumentam que a dinâmica de crescimento positivo da produtividade do capital no longo prazo depende de um novo ciclo de investimentos, sugerindo assim, que o país volte a apresentar um ambiente econômico mais favorável ao investimento.

2.3 Análise setorial da produtividade: algumas evidências

Alguns setores se destacam na economia brasileira pelo seu desempenho em termos de geração de valor e / ou emprego. Ao realizar uma análise setorial do crescimento da produtividade da mão-de-obra¹⁷ da economia brasileira, Bacha e Bonelli (2001) observaram que, entre 1991 e 1999, os setores que mais se destacaram foram: indústria (exclusive construção civil), com um crescimento de

¹⁷ Os autores basearam-se na relação VA a preço básico / pessoa ocupada para determinação da produtividade.

4,8% em sua produtividade, seguido por transportes e comunicações com 4,76% e agropecuária com 4,52%.

Estudo realizado por Gasques, Bastos, Bacchi e Conceição (2004) sobre os condicionantes da produtividade¹⁸ da agropecuária brasileira revelaram que: durante o período de 1975 a 2002, a PTF cresceu, a uma taxa média anual, 3,3%. Ainda, para a década de 90, a taxa média anual de crescimento da PTF foi de 4,88% e no início dos anos 2000 de 6,04%. Ao analisar os índices estimados com relação a produto, insumos, além dos índices desagregados de mão-de-obra, terra e capital, os autores observaram que, o crescimento anual médio do índice de produto, deu-se com redução do uso de insumos e do emprego de mão-de-obra, concluindo assim, que tal crescimento fora alcançado a partir dos acréscimos da PTF¹⁹. Ainda Kupfer e Freitas (2005), ao analisar as variáveis que causaram mudanças no mercado de trabalho para o período de 1990 a 2001, realizaram um exercício de decomposição estrutural (demanda doméstica, exportação, importação e mudança tecnológica) em que observaram, para o setor agropecuário, que a variável mudança tecnológica foi a responsável pela eliminação de cerca de 8,9 milhões de postos de trabalho.

Para o caso da indústria, Rossi e Ferreira (1999) ao estudarem o impacto da abertura comercial sobre o crescimento da produtividade industrial brasileira, utilizaram um painel para 16 setores da indústria de transformação com o intuito de calcular a PTF para o período de 1985 a 1997, a qual apresentou crescimento anual médio de 2,15%. Os autores encontraram ainda estimativas de participação na renda por parte fator trabalho de 30% e 70% pelo fator capital. Bonelli e Fonseca (1998), utilizando o método da função de produção para o cálculo da PTF, chegaram a resultados próximos para a participação de trabalho e de capital, 27% e 73%, respectivamente.

¹⁸ Para calcular o índice de PTF, os autores utilizaram a metodologia adotada por Chirstensen e Jorgenson utilizando a fórmula de Tornqvist.

¹⁹ Considerando o período de 1975 a 2002, a produtividade da terra foi de 3,82%, a da mão-de-obra de 3,37% e a do capital foi de 2,69%.

Ao analisar a composição da indústria nacional durante os anos 90, Protti (2005) avaliou as alterações no padrão de especialização produtiva da economia brasileira através da decomposição das fontes de variação do produto industrial em termos de categoria de uso (subdivididos em bens de consumo duráveis, de capital, de consumo semi e não-duráveis e bens intermediários) e de intensidade de fatores (subdivididos em produtos intensivos em tecnologia, recursos naturais, capital e mão-de-obra). No critério de intensidade de fatores, destacou-se o péssimo desempenho do segmento de produtos intensivos em mão-de-obra, o qual apresentou uma queda em sua participação em relação ao produto potencial de aproximadamente 17%, frente à perda de $-0,83\%$ pelo segmento de produtos intensivos em capital. Os produtos intensivos em tecnologia apresentaram ganho de $4,53\%$, enquanto os produtos intensivos em recursos naturais o ganho foi de $5,02\%$. Observa-se, desta forma, o baixo desempenho do emprego no setor industrial brasileiro durante o período delimitado em questão.

No caso dos serviços, estudos sobre produtividade baseiam-se nos indicadores de produtividade aparente (participação no valor agregado / participação no pessoal ocupado). Para tanto, seguem-se os trabalhos de Melo et al. (1998), e Cardoso Jr (2000), sendo que o último apresentou o resultado mais recente (índice médio anual da produtividade do trabalho de 0,9 para o período de 1990 a 1996²⁰). Levando em consideração as dificuldades de dimensionamento do verdadeiro potencial de expansão da produtividade, haja vista o fato do setor de serviços incorporar múltiplas e heterogêneas atividades, os autores concluíram que a lenta evolução em comparação com os índices relativos de produtividade de outros setores da atividade econômica é explicada pela própria natureza do setor de serviços. Assim, como argumentam Melo et al. (1998, p. 30), “sendo essencialmente, prestação de trabalho, marcada pelo caráter pessoal e pela simultaneidade dos atos de produção e consumo, os serviços seriam, em princípio, atividades menos propícias à incorporação do progresso técnico”.

²⁰ Foram utilizados dados fornecidos pelas Matrizes de Insumo-Produto calculadas pelo IBGE.

A Tabela 1 resume as estimativas para as elasticidades do produto apresentadas pelos fatores de produção capital e trabalho encontradas na literatura econômica brasileira:

Tabela 1 - Elasticidade do produto em relação ao trabalho e ao capital na economia brasileira

autores	elasticidade		características dos estudos
	capital	trabalho	
Bonelli e Fonseca (1998)	0,67	0,25	economia brasileira (1974/96)
Rossi e Ferreira (1999)	0,696	0,304	16 setores de Ind. Transf. (1990/97)
Barros (1999)	0,46	0,41	Agropecuária (1970-95)
Tavares, Ataliba e Castelar (2001)	0,54	0,18	21 estados brasileiros (1986/98)
Ferreira e Rossi (2003)	0,323	0,368	16 setores de Ind. Transf. (1985/97)

Fonte: construção feita pela autora a partir da revisão literária.

Nota-se, que a elasticidade do produto em relação ao capital mostrou-se superior que a do trabalho em quase todos os estudos (com exceção apenas do trabalho de Ferreira e Rossi (2003)), demonstrando, assim, que o capital apresentou maior impacto no produto final da economia se comparado ao trabalho. Para o caso da indústria de transformação, a elasticidade do produto do trabalho manteve-se quase a mesma tanto para o período de 1985 a 97 quanto para o de 1990 a 97. No entanto, no caso da variável capital, o período de 1990 a 97 apresentou o dobro do valor do período de 1985 a 97, observando-se, assim, um maior impacto dessa variável no produto final da economia ao se considerar apenas o período dos anos 90. Infelizmente, não foram encontrados dados disponíveis acerca das elasticidades para períodos anteriores ou para o período completo dos anos 90, impossibilitando a realização de uma análise comparativa mais completa.

Chamon (1998) ao estudar o setor manufatureiro da economia brasileira para o período 1990-96 verificou tendência de aumento dos salários frente à queda do emprego. Estimando a elasticidade-preço cruzada do trabalho com relação ao capital, constatou-se que, de fato, os fatores de produção trabalho e capital são substitutos. Para o período de 1990 a 1996, os preços dos bens de capital mostraram-se decrescentes (fator fortemente influenciado pela liberalização comercial), enquanto os salários se apresentaram crescentes, conduzindo a uma importante mudança no preço relativo do capital e trabalho, incentivando, assim, as firmas a substituírem trabalho por capital. Apesar de seu estudo apresentar sustentações para a possível ocorrência da substituição de trabalho por capital, o autor observa que esta não é conclusiva, e que trabalhos mais profundos e completos são necessários para tal análise.

Entende-se, portanto, a partir dessa revisão literária, que as mudanças estruturais e econômicas, observadas neste último decênio, de fato, afetaram o comportamento dos fatores de produção capital e trabalho dentro do processo econômico produtivo brasileiro, culminando na retomada do crescimento da produtividade dos fatores. Feita a revisão literária do comportamento dos fatores de produção capital e trabalho na economia brasileira, enfatizando-se os anos 90, parte-se para a conceituação e revisão literária acerca de trabalhos referentes à mensuração da elasticidade de substituição entre os fatores de produção trabalho e capital.

3. ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE OS FATORES DE PRODUÇÃO CAPITAL E TRABALHO: TEORIA E EVIDÊNCIA

Nesta seção desenvolve-se os conceitos e definições e faz-se uma revisão de literatura acerca da elasticidade de substituição entre os fatores de produção capital e trabalho.

3.1 Conceitos e definições

Em termos gerais, segundo livros textos e manuais de economia, o conceito de elasticidade de substituição foi inicialmente introduzido por John Hicks (1932), e entende-se como sendo o parâmetro de mensuração do grau de substituição entre um par de fatores, onde se mede a mudança percentual nas proporções dos fatores dada uma mudança na taxa marginal de substituição técnica entre eles.

Segundo Henderson e Quandt (1976), partindo-se de uma função de produção do tipo:

$$Y = AL^a K^b \quad (1)$$

Entende-se que, se tal função de produção possuir uma isoquanta convexa em relação à origem, a taxa de substituição técnica (TST) de L por K e a razão dos insumos K / L declinarão à medida que K for substituído por L ao longo desta isoquanta. A elasticidade de substituição (σ) é um número puro que mede a taxa em que se efetua a substituição, e é definida como a taxa proporcional de variação da razão dos insumos dividida pela taxa proporcional da variação da TST, ou seja:

$$\sigma = \frac{d \log\left(\frac{K}{L}\right)}{d \log\left(\frac{f_L}{f_K}\right)} = \frac{\frac{f_L}{f_K}}{\frac{K}{L}} \cdot \frac{d\left(\frac{K}{L}\right)}{d\left(\frac{f_L}{f_K}\right)} \quad (2)$$

A mensuração da elasticidade de substituição pode ser feita através de diversas formas funcionais, como por exemplo, as funções de produção: Leontief, Cobb-Douglas, CES (*Constant Elasticity of Substitution* ou Elasticidade de Substituição Constante), Translog ou VES (*Variable Elasticity of Substitution* ou Elasticidade de Substituição Variável). A escolha da forma funcional a ser adotada, parte da análise de qual delas se ajustaria melhor aos propósitos do estudo a ser realizado. Este trabalho pretende estimar as elasticidades a partir de uma função de produção agregada considerando apenas dois fatores de produção (capital e trabalho), desta forma, considerando os propósitos e objetivos buscados pelo presente estudo, neste capítulo dar-se-á ênfase apenas as funções de produção Cobb-Douglas e CES²¹.

3.1.1 A função de produção Cobb-Douglas

Em 1928, Charles W. Cobb e Paul H. Douglas, utilizando dados do setor manufatureiro da economia norte-americana para o período de 1899 a 1922, estimaram as elasticidades de oferta de capital e trabalho, e observaram como suas variações afetavam a distribuição de renda.

Inicialmente, os autores analisaram o crescimento do capital fixo, da oferta de trabalho e da produção física. Posteriormente, analisaram a razão entre trabalho e capital dividindo o índice relativo da oferta de trabalho pelo índice relativo do capital fixo, obtendo-se, assim, a medida da mudança proporcional dos dois fatores durante o período delimitado.

²¹ Apesar da função CES não ser utilizada pelo presente estudo, vários trabalhos citados neste capítulo utilizam tal função para suas estimativas, tornando sua conceituação e apresentação interessante.

Em seguida, desenvolveram a Teoria da Produção, em que os autores estimaram a seguinte função de produção (atualmente chamada de função de produção Cobb-Douglas):

$$Y' = AL^{\alpha} K^{1-\alpha} \quad (3)$$

em que, Y' representa a produção atual²², L é a oferta de trabalho e K é o capital fixo, A representa o estado da tecnologia, α é a elasticidade de produção em relação ao fator trabalho e $(1-\alpha)$ em relação ao fator capital. Ainda, tal função possui as seguintes propriedades:

- a) A produção é uma função homogênea de grau 1 (se multiplicarmos capital e trabalho por um fator m , a produção também aumentará m vezes);
- b) Y' aproxima-se de zero à medida que K ou L aproxima-se de zero;
- c) Y' aproxima-se de Y por todo o período;
- d) os desvios de Y' a partir de Y são individualmente insignificantes;
- e) Y' correlaciona-se proximamente com Y quando se incluem tendências seculares;
- f) Y' correlaciona-se proximamente com Y quando se eliminam tendências seculares.

Para tornar a análise matemática possível (ignorando os efeitos de qualquer força em que a apresentação de dados quantitativos não fosse possível), foram estabelecidas duas suposições: I) a de que o volume físico da produção é

²² Para justificar as propriedades apresentadas pela função de produção desenvolvida em sua Teoria da Produção, os autores consideraram Y' como sendo uma norma de Y durante o período estudado (de modo que Y representa a produção computada e Y' a produção atual). Através da equação 1, os autores estimaram valores numéricos para A e α , de forma que Y' fosse a melhor aproximação de Y no sentido da Teoria dos Mínimos Quadrados.

proporcional ao volume da produção de uma única manufatura; II) a de que qualquer movimento de Y a partir de Y' poderia ser representado por uma mudança no valor do coeficiente de $L^\alpha K^{1-\alpha}$, tanto que sempre $Y = AL^\alpha K^{1-\alpha}$ (onde o valor de A é independente de L e K).

Feitas tais suposições, seguiu-se para a análise matemática, delimitando-se os seguintes teoremas²³ (os quais foram matematicamente provados pelos autores): o produto marginal do trabalho é α de Y / L ; o produto marginal do capital é $1 - \alpha$ de Y / K ; a produtividade total do trabalho é α de Y ; a produtividade total do capital é $1 - \alpha$ de Y ; a elasticidade do produto em relação à pequenas mudanças apenas no trabalho é α ; e a elasticidade do produto em relação à pequenas mudanças apenas no capital é $1 - \alpha$.

A produtividade marginal do fator trabalho e do fator capital são positivas e decrescentes conforme se aumenta o uso do fator, ou seja:

$$PMgL = \frac{\partial Y}{\partial L} = \alpha AL^{(\alpha)-1} K^{(1-\alpha)} > 0 \quad (4)$$

$$PMgK = \frac{\partial Y}{\partial K} = (1 - \alpha) AL^{(\alpha)} K^{(1-\alpha)-1} > 0 \quad (5)$$

e a taxa marginal de substituição técnica (TMST) é dada pela razão de suas produtividades marginais:

$$\frac{PMgL}{PMgK} = \frac{\alpha}{(1 - \alpha)} \left[\frac{K}{L} \right] \quad (6)$$

Sendo a elasticidade de substituição a relação entre as variações no uso dos insumos pelas variações relativas das taxas marginais de substituição, temos:

²³ Para maiores esclarecimentos consultar a análise matemática desenvolvida na seção 7 do artigo “A theory of production”, Cobb & Douglas (1928).

$$\sigma = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \frac{\left[\left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \left(\frac{K}{L} \right) \right]}{\left(\frac{K}{L} \right)} = 1 \quad (7)$$

Portanto, ao assumir a função de produção Cobb-Douglas, deve-se atentar para os pressupostos estabelecidos de retornos constantes de escala e elasticidade de substituição unitária, além de assumir ausência de progresso técnico, ou seja, a tecnologia é Hicks-Neutra.

Após o desenvolvimento da função de produção Cobb-Douglas observou-se ampla utilização desta em estudos de crescimento econômico e produtividade, especialmente por possuir vantagens como elasticidade constante, estrutura de contabilidade que corresponde ao crescimento e a possibilidade de múltiplos insumos poderem ser tratados de forma generalizada.

Obviamente existem também inúmeras críticas com relação à utilização desta forma funcional. Bhanumurthy (2002) enumerou 10 questões polêmicas mais comuns acerca da restrição da função de produção Cobb-Douglas que são: 1) a não possibilidade de tratar um grande número de insumos; 2) o fato de a função ser baseada em suposições restritivas de competição perfeita nos mercados de fatores e produtos; 3) o fato de assumir retornos constantes de escala; 4) a ocorrência de correlação serial e heteroscedasticidade; 5) as estimativas certamente são viesadas devido ao fato dos insumos capital e trabalho estarem correlacionados; 6) a elasticidade de substituição unitária é irreal; 7) a função é inflexível em forma; 8) as estimativas de equações simples são limitadas a serem inconsistentes; 9) críticas relacionadas ao nível de agregação e natureza da tecnologia (Hicks-neutra²⁴); 10) a impossibilidade de mensuração efetiva do nível de eficiência técnica e de crescimento.

²⁴ Mudança técnica Hicks-neutra implica que tal mudança não afeta a escolha ótima de capital e trabalho.

Contudo, Jones (1997 e 2003) ao analisar a função de produção padrão macroeconômica em sua forma reduzida, e derivando suas propriedades a partir de microfundamentos, diagnosticou que, enquanto no curto prazo a elasticidade de substituição entre os insumos é dada pelas propriedades de uma única técnica, no longo prazo a elasticidade é governada pela distribuição de idéias²⁵, ou seja, a facilidade com que novas técnicas apropriadas a razões mais elevadas entre capital e trabalho podem ser descobertas e implementadas. Se tal distribuição for Pareto²⁶, dois resultados são obtidos: a) a função de produção global é Cobb-Douglas (em que os expoentes da função dependerão dos parâmetros da distribuição de idéias); b) a mudança técnica no longo prazo é capital crescente. Desta forma, Jones (2003) demonstrou, matematicamente, que, se um modelo de crescimento neoclássico encontra-se em estado estável com crescimento positivo e proporção de capital positiva, tanto a mudança tecnológica deve ser trabalho crescente, quanto a função de produção deve ser Cobb-Douglas²⁷.

3.1.2 A função de produção CES

Em 1961, Arrow, Chenery, Minhas e Solow desenvolveram a função de produção de elasticidade de substituição constante (Função CES). Ao analisar as observações empíricas em que o valor adicionado por unidade de trabalho utilizado em dada indústria varia entre os países de acordo com a taxa de salário (amostra de 19 países com 24 indústrias manufatureiras), foi estimada uma regressão

²⁵ Uma técnica de produção é uma idéia que indica como produzir a partir de um montante particular de capital por pessoa. Enquanto for possível usar a técnica com uma razão diferente entre capital e trabalho, retornos decrescentes estabelecem-se rapidamente conforme a elasticidade de substituição for menor do que um. Entretanto, ao desejar-se produzir com uma razão entre capital e trabalho maior, uma nova técnica torna-se necessária (JONES, 2003).

²⁶ Para maiores esclarecimentos, consultar trabalho de Houthakker (1955-56) “The Pareto distribution and the Cobb-Douglas production function in activity analysis”, e de Kortun (1997) “Research, patenting and technological change”.

²⁷ No curto prazo, a elasticidade de substituição é baixa, dificultando a substituição entre capital e trabalho. Contudo, no longo prazo, as possibilidades de substituição abrem-se e a produção toma a forma Cobb-Douglas.

da produtividade do trabalho sobre a taxa de salário, que mostrou elevada correlação significativa em todas as indústrias e também considerável variação nos coeficientes de regressão.

Tais resultados empíricos levaram os autores a derivar uma função²⁸ matemática que continha as propriedades de homogeneidade, elasticidade de substituição entre capital e trabalho constante, e a possibilidade de diferentes elasticidades para as diferentes indústrias.

A função de produção CES possui a seguinte forma:

$$Y = \tau \left[\alpha K^{-\rho} + (1 - \alpha) L^{-\rho} \right]^{-\frac{\nu}{\rho}} \quad (8)$$

em que suas propriedades são:

- ν denota o grau de homogeneidade da função, no caso ($\nu = 1$);
- $\tau > 0$ é o parâmetro eficiência (neutro) que representa o tipo da função de produção, de modo que, uma mudança no parâmetro τ , muda o produto, dada qualquer combinação de insumos à mesma proporção;
- α ($0 \leq \alpha \leq 1$) é o parâmetro que determina a distribuição funcional da renda para qualquer valor de σ e, equivalentemente, para qualquer valor de ρ também;
- ρ é o parâmetro de substituição (utilizado para derivar a elasticidade de substituição).

Note que a produtividade marginal dos insumos capital (K) e trabalho (L) são:

²⁸ Esta função de produção generalizada inclui as funções Leontief e Cobb-Douglas como casos especiais. Para maiores detalhes quanto ao desenvolvimento da Função CES, consultar a seção II do trabalho de Arrow et al. 1961: “Capital-labor substitution and economic efficiency”.

$$f_K = \alpha \tau^{\rho-1} \left(\frac{Y}{K} \right)^{\rho+1} \quad (9)$$

$$f_L = (1 - \alpha) \tau^{\rho-1} \left(\frac{Y}{L} \right)^{\rho+1} \quad (10)$$

logo, a taxa marginal de substituição técnica é:

$$\frac{f_K}{f_L} = \left(\frac{\alpha}{(1 - \alpha)} \right) \left(\frac{L}{K} \right)^{\rho+1} \quad (11)$$

Desta maneira, para que a taxa marginal de substituição técnica seja decrescente, devemos assumir que o parâmetro de substituição (ρ) seja maior que -1 ($\rho > -1$). Conclui-se, portanto, que, para o caso de retornos constantes de escala ($r = 1$), a elasticidade de substituição da função de produção CES será:

$$\sigma = \frac{1}{1 + \rho} \quad (12)$$

Aplicando a função de produção CES através de uma análise de série temporal para produção não-agrícola dos Estados Unidos, para o período de 1909-1949, os autores chegaram a uma elasticidade de substituição, entre capital e trabalho, significativamente menor do que um. Inicialmente, foi assumida a hipótese (considerada pelos próprios autores como ingênua) de que, as observações, dentro de uma dada indústria, porém para diferentes países no mesmo período, poderiam ser obtidas a partir de uma função de produção comum. Como tal hipótese mostrou-se insustentável, posteriormente assumiu-se uma suposição mais fraca, contudo significativa, de que as diferenças internacionais em eficiência são, aproximadamente, neutras em suas incidências sobre capital e trabalho.

Os autores concluíram, deste modo, que, se em média as elasticidades de substituição são menores que um, então a proporção referente ao rápido e crescente fator capital no produto nacional deveria cair. Entretanto, na função de produção CES, existe a possibilidade de que, aumentos nos salários reais sejam compensados pelos efeitos do progresso tecnológico neutro sobre as proporções relativas de capital e trabalho²⁹.

3.2 Evidência teórica da elasticidade de substituição entre capital e trabalho

A extensão dos trabalhos apresentados que abordam a elasticidade de substituição entre os fatores de produção capital e trabalho é variada e não uniforme, haja vista, a possibilidade de considerar diferentes formas funcionais quanto à função de produção, além das diferentes técnicas empíricas utilizadas em sua mensuração. Ao estimar a elasticidade de substituição, além da escolha da forma funcional adotada, deve-se considerar também o tipo de suposição adotada quanto à mudança tecnológica. Muitos trabalhos consideram-na como sendo Hicks-Neutra (não afeta a escolha ótima entre capital e trabalho) principalmente após estudo desenvolvido por Solow³⁰ (1957). Entretanto, outros trabalhos supõem que a mudança tecnológica não é neutra, mas sim fator-crescente.

É ampla a abordagem da elasticidade de substituição em estudos de crescimento econômico, em que se determina a ligação entre o parâmetro e o crescimento econômico (sendo necessária estimação e teste de sua estabilidade durante o período em análise para demonstrar tal ligação). La Grandville (1989), ao desenvolver um método de construção geométrica da equação de Slutsky³¹, lançou a

²⁹ Para maiores esclarecimentos consultar subseção 5 da seção II (Arrow et al. 1961, p. 233).

³⁰ Ao analisar os dados norte-americanos para o período de 1909-49, encontrou que a mudança tecnológica durante o período foi neutra sobre a média.

³¹ Tal equação demonstra que, sendo a renda monetária fixa, qualquer mudança no preço da mercadoria pode ser dividida em dois efeitos: o efeito substituição e o efeito renda (para maiores esclarecimentos acerca da construção geométrica de La Grandville (1989), consultar seção II de seu

hipótese de que existe uma relação positiva entre a elasticidade de substituição e o nível de produção, mostrando, ainda, que, tal parâmetro tem relação direta não apenas com a taxa de crescimento da economia, mas também com a existência do crescimento sustentado. Posteriormente, Yuhn (1991) ao comparar as economias norte-americana e sul-coreana, encontrou resultados que sustentam a hipótese de La Grandville (1989), e mostrou ainda, que, uma elasticidade de substituição elevada é um mau sinal para a distribuição de renda sobre o paradigma da tecnologia moderna.

Dentro da análise da elasticidade de substituição em estudos de crescimento econômico que supõem mudança tecnológica, ou seja, que assumem que o progresso técnico não é Hicks-neutro, destaca-se a contribuição teórica do estudo de Diamond, McFadden e Rodriguez (1978), em que se desenvolveu, matematicamente, a suposição de que, o progresso técnico é fator crescente. Devido ao fato da hipótese do progresso técnico como sendo fator-crescente ser amplamente empregada em trabalhos empíricos, os autores desenvolveram, matematicamente, as condições necessárias para que as observações fossem consistentes frente a tal hipótese³², além de fornecer os limites requeridos para que os valores da elasticidade e do viés fossem tidos como consistentes. Além disso, forneceram também condições suficientes para que a hipótese do fator-crescente fosse consistente com as observações.

Acemoglu (2002) ao discutir a questão da mudança técnica, imputou a importância da direção do viés a fatores particulares, desenvolvendo, assim, uma estrutura para analisar as forças que dão formas aos vieses. Ao analisar tais forças, concluiu que existem duas forças maiores: I) o efeito do preço (que encoraja inovações dirigidas aos fatores escassos); II) e o efeito do tipo de mercado (que leva à mudança técnica favorecendo fatores abundantes). Dentro deste contexto,

trabalho).

³² Argumentam que a identificabilidade da elasticidade e do viés da mudança técnica dependem do que é de fato assumido a priori com sendo verdadeiro na economia, ou seja, quais hipóteses ou modelos são estabelecidos. Isto porque um dos possíveis resultados de trabalhos econométricos é a inconsistência das hipóteses assumidas com as observações.

a elasticidade de substituição entre diferentes fatores regula a força destes efeitos, implicando nos resultados de que forma a mudança técnica e o fator preço respondem às mudanças nas ofertas relativas. Ou seja, se a elasticidade de substituição for suficientemente elevada, a demanda relativa de longo prazo para um fator poderá aumentar.

Já Antràs (2004), partindo da especificação adotada por Berndt³³ (1976), estimou a elasticidade de substituição da economia norte-americana para o período de 1948-1998, observando que, ao se admitir a mudança técnica como sendo Hick-neutra, necessariamente, tem-se viés nas estimativas da elasticidade em direção a um³⁴. O autor conclui, portanto, que a economia norte – americana não seria bem descrita pela função de produção Cobb-Douglas.

Uma série de trabalhos apresentados difere quanto à utilização das formas funcionais ao estimar a elasticidade de substituição entre capital e trabalho. Em estudos de crescimento econômico e produtividade, a função de produção Cobb-Douglas tem sido amplamente utilizada por possuir características que facilitam a estimação deste parâmetro. Contudo, após o desenvolvimento da função de produção CES, foi crescente a demanda de trabalhos por esta especificação funcional, haja vista sua maior flexibilidade ao não considerar a elasticidade de substituição unitária. Muitos trabalhos, ao estimar a elasticidade de substituição entre capital e trabalho, encontraram resultados que rejeitam a hipótese Cobb-Douglas. Seguindo esta linha têm-se os trabalhos de Lucas (1969), Duffy e Papageorgiou (2000), Chirinko (2002), Duarte e Simões (2001), Abreu, Pessoa e Rob (2005) e Antràs (2004).

³³ Assumindo que a mudança tecnológica é Hicks-neutra, reconciliou as estimativas alternativas da elasticidade de substituição de diversos estudos anteriores, considerando duas questões principais: uma apuração mais detalhada dos dados e a especificação estocástica (para evitar o viés das equações simultâneas), por acreditar que estas eram as principais fontes de viés da elasticidade de substituição entre capital e trabalho.

³⁴ Pois, ao modificar a especificação econométrica, levando em conta a mudança técnica viesada, o autor obteve estimativas significativamente baixas da elasticidade de substituição.

Ao estudar crescimento econômico e elasticidade de substituição, Klump e La Grandville (2000) desenvolveram um modelo de crescimento econômico baseado em Solow (1956). Assim, para fins comparativos entre dois países normalizaram a função de produção CES a partir de um sistema de equações e provaram dois teoremas:

- 1) Se dois países iniciam com as mesmas condições, o país que apresentar maior elasticidade de substituição possuirá (mantido os outros fatores constantes) uma renda per capita mais elevada;
- 2) Se os níveis da elasticidade de substituição garantirem a existência de estado-estável, qualquer valor de equilíbrio da razão capital/trabalho e da renda per capita é função crescente da elasticidade de substituição.

Sugerem, desta maneira, a utilização da função de produção CES em estudos de crescimento econômico. Além disso, sugerem também que estudos empíricos nesta área sejam baseados na elasticidade de substituição “Morishima-Blackorby-Russel³⁵”. E, finalmente indicam alguns métodos para determinação da forma funcional de funções de produção com elasticidade de substituição crescente.

Chirinko (2002) também argumenta a importância da análise da elasticidade de substituição em modelos de crescimento econômico, dada sua influência na efetividade das políticas econômicas e de bem-estar, em que seus formuladores freqüentemente alteram os incentivos de preços para a acumulação de capital. Destaca, também, a importância de tal medida na avaliação do impacto das políticas fiscais, e realizou uma extensa revisão dos estudos empíricos que

³⁵ Argumenta que tal elasticidade não apresenta as deficiências observadas na elasticidade de Allen-Uzawa demonstrada por Blackorby e Russel de não ser uma medida completa da facilidade de substituição, de não fornecer nenhuma informação da distribuição de renda entre os fatores e de não poder ser interpretado como mudança relativa de uma razão de insumos para uma razão de preços.

mensuraram o valor da elasticidade de substituição para a economia norte-americana resumida na Tabela 2, demonstrando que os valores encontrados para este parâmetro diferem um tanto dado às características particulares de cada estudo.

Ao analisar os impactos da elasticidade de substituição sobre a política fiscal, Chirinko (2002) considera que ela é importante por ser o único determinante do impacto sobre o estoque de capital, dada uma mudança no custo de uso deste capital. Entretanto, argumenta que, políticas fiscais são, geralmente, analisadas em modelos de equilíbrio geral, os quais permitem resultados mais complexos, com tecnologias de produção mais complexas. Revisando cinco estudos de equilíbrio geral que utilizaram medidas alternativas de σ , o autor concluiu que em quatro dos cinco estudos analisados, tal medida mostrou-se fundamental nas mudanças implícitas de bem-estar resultantes de políticas tributárias propostas. Observou, ainda, que, nestes quatro estudos, o impacto dos valores alternativos de σ tem efeitos similares sobre as mudanças de bem-estar estimadas.

Feita a revisão bibliográfica dos estudos referentes à elasticidade de substituição entre os fatores de produção capital e trabalho, parte-se agora para o desenvolvimento do modelo teórico e das aplicações econométricas a serem utilizadas para mensurar as elasticidades de substituição de todos os painéis delimitados pelo presente estudo.

Tabela 2 - Estimativas da elasticidade de substituição

autores	σ^{36}	características do estudo
A - Dados de Investimento Agregado		
Jorgenson (1963)	1	Função de Produção Cobb-Douglas
Hall e Jorgenson (1967, 1971)	1	Função de Produção Cobb-Douglas
Eisner e Nadiri (1968)	0.16 a 0.33	Função de Produção CES
Chirinko (1993a)	0 a 0.3	estimativas econométricas
B - Dados de Investimento em Paineis		
Cummis e Hassett (1992)		anos das principais reformas
Equipamentos	0.93	fiscais
Estruturas	0.28	
Cummis, Hassett e Hubbard (1994 e 1996)	0.67	anos das principais reformas fiscais
Clarck (1993)	0.18 a 0.28	15 classes de bens
Chirinko, Fazzari e Meyer (1999)	0.25	variedade de estimadores
C - Dados de Estoque de Capital		
Lucas (1969)	0.30 a 0.50	variedade de especificações
Berndt (1976)	0 a 1.24	variedade de especificações
Berndt (1991)	0.97	Sistema translog
Jorgenson e Yun (2001)		
Corporativo	0.5	Sistema translog
Não corporativo	0.7	
Caballero (1994)	0.28 a 0.65	relação de co-integração
Caballero, Engel e Haltiwanger (1995)	0.70	relação de co-integração
Chirinko, Fazzari e Meyer (2001)	0.40	médias na dimensão de tempo

Fonte: Chirinko (2002)

$$^{36} \text{ Lembrando que } \sigma = \frac{\frac{d(K/L)}{K/L}}{\frac{dTMST}{TMST}}$$

4. METODOLOGIA

Conforme mencionado na seção 3, a mensuração da elasticidade de substituição entre capital e trabalho difere tanto em relação às técnicas econométricas aplicadas, como quanto às formas funcionais adotadas e hipóteses pré-estabelecidas. Levando em consideração os objetivos estabelecidos, assim como as possibilidades apresentadas para o alcance destes, nesta seção é feita a análise dos dados, além da formalização teórica do modelo e do desenvolvimento das aplicações econométricas a serem utilizadas para mensuração das elasticidades.

4.1 Análise dos Dados

Neste trabalho, utilizam-se dados reais referentes a 40 dos 42 setores da Matriz de Insumo-Produto, para o período de 1990 a 2003. Excluem-se os dois últimos setores (administração pública e serviços privados não-mercantis) devido à indisponibilidade de informações referentes à variável excedente operacional bruto, que é a *proxy* utilizada pelo estudo representando o fator de produção capital. Desta forma, estima-se as elasticidades para os fatores de produção capital e trabalho através das técnicas de dados em painel, a qual combina a dimensão de seção cruzada (*cross section*) com a dimensão de série temporal.

As variáveis a serem utilizadas são valor bruto da produção para o produto final da economia; pessoal ocupado para a variável trabalho; e excedente operacional bruto para a variável capital. Os dados das variáveis são fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) através do Sistema de Contas Nacionais (SCN),

O valor bruto da produção representa a variável dependente do modelo, ou seja, o produto total da economia. De acordo com a metodologia do IBGE, os dados das matrizes de insumo-produto estão registrados a preços básicos, ou seja, incluem a agregação de valor através da mensuração do total das

remunerações pagas juntamente com o excedente operacional bruto gerado adicionando, ainda, o custo dos impostos e o abatimento dos subsídios que recaem sobre a produção de cada setor.

A primeira variável explicativa do modelo, o fator de produção trabalho, é representado pelo pessoal ocupado. As estatísticas fornecidas pelas Contas Nacionais quanto ao pessoal ocupado, são obtidas através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), da Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais – (PIM-DG) e do Cadastro de Empregadores da Relação Anual das Informações Sociais (RAIS).

E finalmente, a segunda variável explicativa do modelo, é representada pelo excedente operacional bruto (EOB), sendo aqui utilizado como *proxy* do fator de produção capital. Na metodologia do IBGE, o EOB representa a remuneração do fator capital, e é calculado na forma de resíduo. É importante lembrar que, por trata-se de uma *proxy* da variável capital, os ganhos obtidos com maiores lucros podem implicar em desvio da verdadeira quantidade de capital utilizada no processo produtivo.

No anexo C são apresentadas as descrições estatísticas completas dos dados estimados. O painel da economia brasileira é composto por 40 (n) setores. O período total conta, portanto, com 560 observações (N), sendo $n = 40$ e $T=14$. O período pré-Real (1990-94) conta com 200 observações (sendo 5 observações no tempo) e o período pós-Real com 360 observações (sendo 9 observações no tempo).

A indústria extrativa é composta por 2 (n) setores. Para o período total, conta com 28 observações ($T=14$), sendo 10 observações no período de 1990-1994 e 18 observações no período 1995-2003. O agronegócio é composto por 14 (n) setores. Para o período total, conta com 196 observações ($T=14$). O primeiro período (1990-94) conta com 70 observações (sendo 5 observações no tempo) e o segundo período com 126 observações (sendo 9 observações no tempo). A indústria de transformação é composta por 17 (n) setores. Para o período total, conta com 238

observações ($T=14$). O primeiro período (1990-94) conta com 85 observações (sendo 5 observações no tempo) e o segundo período com 153 observações (sendo 9 observações no tempo).

Finalmente o painel referente aos serviços é composto por 7 (n) setores. Para o período total, conta com 98 observações ($T=14$). O primeiro período (1990-94) conta com 35 observações (sendo 5 observações no tempo) e o segundo período com 63 observações (sendo 9 observações no tempo).

A partir do resumo estatístico da amostra, o que se observa num primeiro momento, é que a dispersão das variáveis entre os setores é baixa, com desvios-padrão baixos. Analisando temporalmente, observa-se que as médias das variáveis produto (*lvp*) e capital (*leob*) elevaram-se entre os períodos pré e pós-Real, por outro lado, nota-se uma queda para a média da variável trabalho (*lpo*), que se apresentou negativa e decrescente em todos os painéis com exceção apenas do painel dos serviços (para o qual a média do fator trabalho elevou-se entre o período pré e pós-Real) e o do agronegócio (no qual a média do fator capital apresentou queda).

Feita a apresentação e descrição dos dados, parte-se agora para a formalização teórica do modelo a ser utilizado para mensuração das elasticidades.

4.2 Formalização do modelo teórico

O modelo teórico deste trabalho parte diretamente do comportamento da firma que maximiza lucros, cuja análise acerca da escolha ótima é feita no equilíbrio de longo prazo, de modo que a firma sempre produza a partir de seu conjunto desejado de insumos no nível desejado de longo prazo. Desta maneira, o problema de otimização da firma é estático.

Levando, pois, em consideração os critérios sugeridos por Fuss, McFadden e Mundlak (1978) para a escolha da melhor forma funcional numa análise

de produção econômica³⁷, assim como os objetivos estabelecidos e as possibilidades (especialmente em relação à base de dados disponível) apresentadas para o presente estudo, formula-se o modelo teórico a ser utilizado adotando-se a função de produção Cobb-Douglas, lembrando, ainda, da maior facilidade de estimação apresentada por esta forma funcional, além do fato de que, para amostras pequenas, o pequeno número de parâmetros a ser estimado minimiza o problema dos graus de liberdade.

Conforme apresentada na seção 3, a função de produção Cobb-Douglas pode ser escrita da seguinte forma:

$$Y = AL^a K^b$$

sendo que A indica o estado tecnológico, Y é o valor da produção dos setores econômicos, L pessoal ocupado, K excedente operacional bruto e a e b representam as elasticidades do produto parciais do trabalho e capital respectivamente. Permitir a possibilidade de retornos não constantes de escala implica em não fazer restrições sobre $(a + b)$.

Extraindo os logaritmos tem-se:

$$\log Y_{it} = \log A + a \log L_{it} + b \log K_{it} + e_{it} \quad (13)$$

onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$ sendo que i denota os setores (dimensão de seção cruzada) e t o tempo (dimensão da série temporal).

Pressupõe-se ainda que o modelo do componente erro é o de um caminho³⁸ aleatório, ou seja:

³⁷ Parcimônia dos parâmetros, facilidade de interpretação, facilidade computacional, robustez interpolativa e robustez extrapolativa (para maiores esclarecimentos consultar subseção 2.2 do capítulo 4 “A survey of functional forms in the economic analysis of Production” dos autores citados).

³⁸ A especificação do modelo depende apenas da seção cruzada a qual pertence a observação.

$$e_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (14)$$

em que μ_i denota o efeito específico individual (da unidade *cross-section*) ou efeito não-observável e v_{it} o distúrbio restante.

Com base na equação (13) estima-se os parâmetros a e b (os quais medem a elasticidade parcial do produto dos fatores capital e trabalho), através de técnicas de dados em painel para os 40 setores da matriz insumo-produto, para a indústria extrativa, setores do agronegócio, indústria de transformação e serviços para os períodos: total (1990 a 2003), pré (1990-1994) e pós-Real (1995–2003).

4.3 Aplicações Econométricas

Conforme destacado anteriormente, este trabalho utiliza técnicas de dados em painel. De acordo com Maddala (2003), dados em painel refere-se aos conjuntos de dados no qual têm-se dados de um mesmo indivíduo ao longo de vários períodos de tempo, sendo que a principal vantagem dos dados em painel sobre uma única série *cross-section* ou sobre algumas séries *cross-section* com unidades não sobrepostas é que se permite testar e relaxar o pressuposto implícito na análise *cross-section*.

O uso das técnicas de dados em painel foi determinado neste trabalho, pois, considerando os objetivos estabelecidos e a base de dados disponível para o alcance destes, entende-se que outras técnicas econométricas não seriam satisfatórias. Os modelos de séries temporais e de equações aparentemente não-relacionadas ou SUR (*seemingly unrelated regression*) não fornecem boas estimativas devido a problemas com o tamanho da amostra e a multicolinearidade observada entre as variáveis explicativas. Somando-se a isso, outras alternativas

como modelos *cross-section* ou até mesmo os modelos de coeficientes randômicos³⁹, não se ajustam aos propósitos do trabalho. Desta forma, desenvolve-se as aplicações econométricas a partir do instrumental de dados em painel.

De acordo com a metodologia apresentada por Baltagi (2005), a estrutura básica de um modelo de regressão para dados em painel é dada da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + e_{it} \quad (15)$$

em que i denota a unidade de seção cruzada e t a do tempo, α é um escalar, β tem dimensão $K \times 1$ e X_{it} é a i -ésima observação sobre as K variáveis explanatórias. A maioria dos painéis utiliza um modelo de componente erro de um caminho para os distúrbios, com:

$$e_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (16)$$

O efeito individual específico não-observável é μ_i (tido como constante ao longo do tempo t e específico à unidade de seção cruzada individual i) e v_{it} denota o distúrbio restante. Se considerarmos que μ_i é o mesmo entre todas as unidades, o método dos mínimos quadrados ordinários fornece estimativas consistentes e eficientes de μ e β .

Em termos vetoriais, a equação (15) pode ser escrita como:

$$y = \alpha i_{NT} + X\beta + e = Z\delta + e \quad (17)$$

³⁹ Kittel e Winner (2002) argumentam que modelos de coeficientes randômicos se aplicam melhor em análises a nível individual, quando não se está interessado na natureza das seções cruzadas, o que não é o caso do presente estudo.

em que y é um vetor de dimensão $NT \times 1$, X de $NT \times K$, $Z = [i_{NT}, X]$, $\delta' = (\alpha', \beta')$ e i_{NT} é um vetor de números 1, de dimensão NT . Ainda, a equação (14) pode ser escrita como:

$$e = Z_{\mu} \mu + v \quad (18)$$

em que:

$e' = (e_{1i}, \dots, e_{it}, e_{21}, \dots, e_{2T}, \dots, e_{N1}, \dots, e_{NT})$ com as observações empilhadas tais que o primeiro índice é sobre as unidades individuais e o segundo é sobre o tempo;

- $Z_{\mu} = I_N \otimes i_T$ em que I_N é uma matriz identidade de dimensão N , i_T é um vetor de números 1, de dimensão T e $\otimes$ denota o produto de Kronecker. Z_{μ} é uma matriz seletora de uns e zeros, ou simplesmente a matriz de *dummies* individuais que pode incluir-se na regressão para estimar μ_i se eles forem assumidos como parâmetros fixos. $\mu' = (\mu_1, \dots, \mu_N)$ e $v' = (v_{1i}, \dots, v_{1T}, \dots, v_{N1}, \dots, v_{NT})$. Note que $Z_{\mu} Z_{\mu}' = I_N \otimes J_T$ onde J_T é uma matriz de números 1, de dimensão T e $P = Z_{\mu} (Z_{\mu}' Z_{\mu})^{-1} Z_{\mu}'$, a projeção da matriz sobre Z_{μ} , reduz-se para $I_N \otimes \bar{J}_T$ onde $\bar{J}_T = J_T / T$;

P é uma matriz que tem uma média de observação sobre o tempo para cada unidade individual, e $Q = I_{NT} - P$ é uma matriz que obtém os desvios a partir das médias individuais⁴⁰. Além disso, P e Q são: matrizes simétricas idempotentes (ou seja, $P' = P$ e $P^2 = P$), são ortogonais ($PQ = 0$) e sua soma gera a matriz identidade $P + Q = I_{NT}$.

⁴⁰ Por exemplo, regredindo y sobre a matriz de variável *dummy* Z_{μ} gera os valores preditos Py , os quais tem o elemento típico $\bar{y}_{i.} = \sum_{t=1}^T y_{it} / T$ repetido por T períodos de tempos para cada unidade individual. Os resíduos dessa regressão são dados por Qy que tem um elemento típico $(y_{iy} - \bar{y}_{i.})$.

Para melhor compreender as vantagens e desvantagens dos dados em painel com relação às análises de séries temporais ou *cross-section*, Hsiao (2003) e Klevmarken (1989) *apud* Baltagi (2005), enumeraram algumas delas:

- Vantagens: controle da heterogeneidade individual; estimativas mais eficientes; maior aptidão para estudar os ajustamentos dinâmicos; maior aptidão na identificação e medição dos efeitos que não são simplesmente detectados em dados puros de *cross-section* ou séries-temporais; permite-se construir e testar modelos comportamentais mais complicados do que os de séries-temporais ou de *cross-section*; dados em painel micro reunidos sobre indivíduos, firmas e famílias podem ser medidas mais apuradas do que variáveis similares mensuradas a nível macro, pois viés resultante da agregação sobre as firmas ou indivíduos pode ser reduzido ou eliminado;
- Limitações: problemas de coleta e modelação dos dados; distorções na mensuração dos erros; problemas de seletividade (os quais incluem: seletividade-própria, não-resposta e reduções); dimensão de série-temporal curta (painéis tipicamente micro cobrem um curto espaço de tempo para cada indivíduo, significando que os argumentos assintóticos dependem, crucialmente, do número de indivíduos tendendo ao infinito, assim sendo, aumentos do espaço de tempo não deixariam de ser custosos); dependência *cross-section* (painéis macro de países ou regiões com longas séries temporais que não contabilizam a dependência entre países podem levar a inferências enganosas).

Feita as principais considerações sobre dados em painel, parte-se para a análise mais detalhada acerca dos modelos de efeito fixos e de efeitos randômicos.

4.3.1 O modelo de efeitos fixos ou MQVD (mínimo quadrado com variável *dummy*)

No modelo de efeitos fixos, o efeito individual específico não-observável (μ_i) é assumido como sendo um parâmetro fixo a ser estimado e, os distúrbios estocásticos restantes (v_{it}) como independentes e identicamente distribuídos $IID \sim (0, \sigma_v^2)$. As variáveis explanatórias (X_{it}) são assumidas como independentes de v_{it} para todo i e t . Substituindo a equação (18) na (17), obtemos:

$$y = \alpha i_{NT} + X\beta + Z_\mu \mu + v = Z\delta + Z_\mu \mu + v \quad (19)$$

e aplicando MQO sobre esta equação obtém-se as estimativas de α , β e μ . Note que Z tem dimensão $NT \times (K+1)$ e Z_μ (a matriz de *dummies* individuais) tem dimensão $NT \times N$. Se N for grande, a equação (19) incluirá muitas *dummies*, e a matriz a ser invertida por MQO é, também, grande e de dimensão $(N+K)$. De fato, como os parâmetros de interesse são α e β , pode-se obter o estimador MQVD (*mínimos quadrados de variável dummy*) a partir de (19) pré-multiplicando o modelo por Q e aplicando MQO no modelo resultante transformado:

$$Qy = QX\beta + Qv \quad (20)$$

A equação (19) utiliza o fato de que $QZ_\mu = Qi_{NT} = 0$ já que $PZ_\mu = Z_\mu$. Em outras palavras, a matriz Q aniquila os efeitos individuais. Essa é a regressão de $\tilde{y} = Qy$ com o elemento típico $(y_{it} - \bar{y}_i)$ sobre $\tilde{X} = QX$ com o elemento típico $(X_{it,k} - \bar{X}_{i,k})$ para o k -ésimo regressor, sendo $k = 1, 2, \dots, K$. Isso envolve a inversão da matriz $(K \times K)$ ao invés de $(N+K) \times (N+K)$ como em (19). O estimador MQO resultante é:

$$\tilde{\beta} = (X' Q X)^{-1} X' Q y \quad (21)$$

em que, $\text{var}(\tilde{\beta}) = \sigma_v^2 (X' Q X)^{-1} = \sigma_v^2 (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1}$, também chamado de estimador intra-grupos.

4.3.2 O modelo de efeitos randômicos

No modelo de efeitos randômicos, assume-se que não há correlação entre os efeitos não-observáveis e as variáveis explanatórias. De acordo com a metodologia apresentada por Greene (2003), o modelo de efeitos randômicos pode ser apresentado da seguinte forma:

$$y_{it} = \mu + \beta' X_{it} + u_i + e_{it} \quad (22)$$

incluindo-se K regressores ao termo constante (μ). O componente u_i é o distúrbio randômico (ou aleatório) que caracteriza a i -ésima observação e é constante através do tempo. Assume-se ainda para os erros que:

$$\begin{aligned} E[e_{it}] &= E[u_i] = 0, \\ E[e_{it}^2] &= \sigma_e^2, \\ E[u_i^2] &= \sigma_u^2, \\ E[e_{it} u_j] &= 0 \text{ para todo } i, t \text{ e } j, \\ E[e_{it} u_{js}] &= 0 \text{ se } t \neq s \text{ ou } i \neq j, \\ E[u_i u_j] &= 0 \text{ se } i \neq j. \end{aligned} \quad (23)$$

Da mesma forma que no modelo de efeitos fixos, é útil visualizar a formulação do modelo em blocos de T observações para as observações i , y_i , X_i , u_i e e_i . Assim sendo, para as T observações temos:

$$w_i = e_{it} + u_i$$

e

$$w_i = [w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{iT}]'$$

então para este modelo de ‘erros compostos’:

$$E[w_{it}^2] = \sigma_e^2 + \sigma_u^2$$

$$E[w_{it} w_{is}] = \sigma_u^2, t \neq s$$

Para as T observações da unidade i , assume-se $\Omega = E[w_i w_i']$.

Então:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_e^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \sigma_e^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ & & \ddots & & \\ \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & & \sigma_e^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} = \sigma_e^2 I_T + \sigma_u^2 i_T i_T' \quad (24)$$

que nada mais é que um vetor coluna $T \times 1$ de números 1. Como as observações de i e j são independentes, a matriz de covariância dos distúrbios para as nT observações é:

$$V = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Omega & 0 & \cdots & 0 \\ & & \vdots & & \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Omega \end{bmatrix} = \Omega \otimes I_n \quad (25)$$

4.3.3 Estimadores intra-grupos (*within*) e entre-grupos (*between*)

Seguindo a metodologia de Greene (2003), o modelo de regressão *pooled* pode ser formulado de 3 maneiras. A primeira trata-se da formulação original:

$$y_{it} = \mu + \beta' x_{it} + e_{it} \quad (26-a)$$

Têm-se ainda a formulação em termos de desvios em torno da média:

$$y_{it} - \bar{y}_{i.} = \beta' (x_{it} - \bar{x}_{i.}) + e_{it} - \bar{e}_{i.} \quad (26-b)$$

e em termos das médias do grupo:

$$\bar{y}_{i.} = \mu + \beta' \bar{x}_{i.} + \bar{e}_{i.} \quad (26-c)$$

Todas as três maneiras são modelos de regressão clássicos e podem, em princípio, ser estimados ao menos consistentemente, se não, eficientemente através de MQO.

Considerando as matrizes da soma dos quadrados e dos produtos cruzados que seriam utilizados em cada caso focando apenas a estimação de β , na equação (26-a), os momentos seriam sobre as médias gerais ($\bar{\bar{y}}$ e $\bar{\bar{x}}$) e utilizaríamos a soma total dos quadrados e dos produtos cruzados:

$$S_{xx}^t = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{\bar{x}})(x_{it} - \bar{\bar{x}})'$$

e

$$S_{xy}^t = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{\bar{x}})(y_{it} - \bar{\bar{y}})$$

Na equação (26-b), dado que os dados já estão em desvios, as médias de $(y_{it} - \bar{y}_{i.})$ e $(x_{it} - \bar{x}_{i.})$ são zero. As matrizes de momentos são soma dos quadrados e produtos cruzados intra-grupos (*within-groups*), ou seja, desvios em torno da média:

$$S_{xx}^w = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_{i.})(x_{it} - \bar{x}_{i.})'$$

e

$$S_{xy}^w = \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_{i.})(y_{it} - \bar{y}_{i.})$$

Finalmente, na equação (26-c), a média das médias do grupo é a média geral. As matrizes de momentos são as somas dos quadrados e dos produtos cruzados entre-grupos (*between-groups*):

$$S_{xx}^b = \sum_{i=1}^n T (\bar{x}_{i.} - \bar{\bar{x}})(\bar{x}_{i.} - \bar{\bar{x}})'$$

e

$$S_{xy}^b = \sum_{i=1}^n T (\bar{x}_{i.} - \bar{\bar{x}})(\bar{y}_{i.} - \bar{\bar{y}})$$

Existem, portanto, três estimadores de mínimos quadrados possíveis de β correspondente à decomposição. O estimador de mínimos quadrados é:

$$b^t = [S^t_{xx}]^{-1} S^t_{xy} = [S^w_{xx} + S^b_{xx}]^{-1} [S^w_{xy} + S^b_{xy}] \quad (27)$$

O estimador intra-grupos é:

$$b^w = [S^w_{xx}]^{-1} S^w_{xy} \quad (28)$$

que também é o estimador MQVD descrito anteriormente (eq. 21). Um estimador alternativo seria o estimador entre-grupos:

$$b^b = [S_{xx}^b]^{-1} S_{xy}^b \quad (29)$$

também chamado de estimador de médias de grupo, que é o estimador da equação (25-c) baseado em n conjuntos de médias de grupo.

Conforme observado na subseção 4.3.1, o modelo de efeitos fixos utiliza o estimador intra-grupos. Por outro lado, para o modelo de efeitos randômicos, os efeitos não-observáveis (μ_i) são tidos como aleatórios e independentes dos erros. Entretanto, o distúrbio randômico (u_i) causado por este efeito não-observável, produz correlação entre os erros da mesma unidade *cross-section*. Uma vez que os erros são correlacionados, é preciso a utilização de mínimos quadrados generalizados (MQG) para obter estimativas eficientes, conforme argumenta Maddala (2003). Desta forma, utiliza-se o estimador MQG que nada mais é que uma média ponderada dos estimadores intra-grupos e entre-grupos:

$$\hat{\beta}_{GLS} = \hat{F}^w b^w + (I - \hat{F}^w) b^b \quad (30)$$

em que:

$$\hat{F}^w = [S_{xx}^w + \lambda S_{xx}^b]^{-1} S_{xx}^w$$

$$\lambda = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_e^2 + T\sigma_u^2} = (1 - \theta)^2$$

Delimitados e revistos os modelos de efeitos possíveis para dados em painel, bem como seus estimadores, parte-se, então, para a determinação de qual modelo de efeitos adotar.

4.3.4 Efeitos fixos versus efeitos randômicos

Conforme argumenta Hsiao (2003), quando o período de tempo é amplo não há diferença em tratar os efeitos como fixos ou randômicos, porque o estimador de mínimos quadrados de variável *dummy* e o estimador de mínimos quadrados generalizados, torna-se o mesmo estimador. Entretanto, quando o período de tempo (T) é finito e as observações (N) são amplas, pode haver diferenças nas estimativas dos parâmetros. Portanto, é preciso delimitar qual o melhor modelo a adotar de acordo com os propósitos do trabalho. O autor propõe ainda, que a vantagem dos efeitos fixos reside na não necessidade de se assumir que os efeitos são independentes de X_i , e a desvantagem é que se introduz a questão dos parâmetros casuais. No caso dos efeitos randômicos, a vantagem é dada pelo fato de que o número de parâmetros é fixo e, portanto, métodos eficientes de estimação podem ser derivados. Já a desvantagem está em ter que criar hipóteses específicas acerca do padrão de correlação (ou não correlação) entre os efeitos e as variáveis explicativas.

Existem alguns testes estatísticos que apontam a melhor escolha entre o modelo de efeitos fixos ou randômicos. O presente estudo adotou o teste de Hausman, (também chamado de teste de ortogonalidade dos efeitos randômicos) proposto tanto por Greene (2003) quanto por Wooldridge (2002)⁴¹.

4.3.4.1 Teste de especificação de Hausman

De acordo com Greene (2003), Hausman (1978) propôs um teste baseado na idéia de que, sob a hipótese de não-correlação, tanto o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) no modelo MQVD, quanto o modelo MQG são consistentes, mas o MQO é ineficiente. Por outro lado, sob a hipótese alternativa,

⁴¹ Outros testes de especificação do modelo também são aplicados, como por exemplo o teste de multiplicador de Lagrange para efeitos randômicos de Breusch e Pagan, além do de Baltagi e Li (1991 e 1995) para autocorrelação e efeitos randômicos. No entanto, a metodologia de tais testes não é desenvolvida neste trabalho. Para maiores informações, consultar as respectivas referências.

MQO é consistente, mas MQG não. Portanto, sob a hipótese nula, as duas estimativas não devem diferir sistematicamente, e o teste pode ser baseado na diferença. Outro ingrediente essencial para o teste é a matriz de covariância do vetor diferença $[b - \hat{\beta}]$:

$$Var[b - \hat{\beta}] = Var[b] + Var[\hat{\beta}] - 2Cov[b, \hat{\beta}] \quad (31)$$

O resultado essencial do testes de Hausman é que a covariância de um estimador eficiente com sua diferença de um estimador ineficiente é zero, implicando que:

$$Cov[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = Cov[b, \hat{\beta}] - Var[\hat{\beta}] = 0$$

ou que

$$Cov[b, \hat{\beta}] = Var[\hat{\beta}]$$

Incluindo esta definição na equação (31), obtém-se a matriz de covariância requerida para o teste:

$$Var[b - \hat{\beta}] = Var[b] - Var[\hat{\beta}] = \Sigma \quad (32)$$

O teste qui-quadrado é baseado no critério de Wald⁴²:

$$W = \chi^2[K] = [b - \hat{\beta}] \hat{\Sigma}^{-1} [b - \hat{\beta}] \quad (33)$$

⁴² O teste de Wald é utilizado para avaliar se o parâmetro é estatisticamente significativo. A estatística de teste utilizada é obtida através da razão do coeficiente pelo seu respectivo erro padrão. Esta estatística de teste tem distribuição normal, sendo seu valor comparado aos valores tabulados, de acordo com o nível de significância definido.

Para $\hat{\Sigma}$ utiliza-se as matrizes estimadas de covariância sobre a inclinação do estimador no modelo MQVD, e a matriz de covariância estimada no modelo de efeitos randômicos, excluindo o termo constante. Sob a hipótese nula, W tem distribuição qui-quadrado assintótica com K graus de liberdade.

4.3.5 Diagnósticos gerais para dados em painéis e tratamento da estrutura dos erros

Após considerada a especificação do modelo a ser utilizado, é preciso atentar-se para o tratamento da estrutura dos erros apresentada. Conforme argumentam Beck e Katz (1995b), dados combinados de séries temporais com seção cruzada são caracterizados por apresentar observações repetidas sobre unidades fixas, implicando que, tanto as propriedades temporais quanto as espaciais, deste tipo de dados freqüentemente permitam correlação temporal e espacial dos erros, assim como problemas de heterocedasticidade. Muitos trabalhos que analisam este tipo de dados aplicam, comumente, o método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível (MQGF), também conhecido como método de Parks (1967) para dados de séries temporais com seção cruzada, em que os erros são apresentados como painéis heterocedásticos, correlação contemporânea e correlação serial específica de unidade.

Entretanto, Beck e Katz (1995b) observaram, através de simulações de Monte Carlo, que a correção de Parks (1967) para os erros contemporaneamente correlacionados somente poderia ser utilizada no caso em que T (dimensão temporal) fosse tão grande quanto N (dimensão seccional). Observaram ainda que, no procedimento de correção dos erros serialmente correlacionados, o método assume que os erros seguem um processo auto-regressivo de primeira ordem de unidade específica, causando, provavelmente, subestimações mais sérias de variabilidade⁴³.

⁴³ Cada ρ_i é estimado usando uma auto-regressão baseada em apenas T observações, levando a estimativas viesadas para baixo e, como consequência, as estimativas de Parks (cuja correção fora baseada sobre essas auto-regressões não exatas) podem ser inferiores às estimativas MQO. As

Os autores ainda criticam o fato de que os analistas de dados combinados de série temporal com seção cruzada assumem que os parâmetros de interesse (β) não variam por unidade (*pooling*). Sendo assim, por que as perturbações dos parâmetros da correlação serial deveriam variar de unidade para unidade?

Entendendo a fragilidade do método de Parks (1967) através do uso de MQGF, Beck e Katz (1995b) desenvolveram então o método PCSE (*Panel Corrected Standard Errors*), ou erros-padrão de painéis corrigidos, o qual corrige os erros-padrão das estimativas MQO, fornecendo estimativas precisas da variabilidade das estimativas do parâmetro β . Para tanto, antes de aplicar tal método, deve-se eliminar qualquer correlação serial dos erros⁴⁴. A fórmula correta para a variabilidade da amostra das estimativas MQO é dada pelas raízes quadradas dos termos diagonais de:

$$Cov(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \{X' \Omega X\} (X'X)^{-1} \quad (34)$$

Se os erros obedecerem a hipótese de erros esféricos, tal fórmula seria simplificada para a fórmula MQO usual, em que os erros-padrão MQO são raízes quadradas dos termos da diagonal de $\hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$, onde $\hat{\sigma}^2$ é o estimador MQO usual da variância do erro comum (σ^2). Entretanto, se os erros obedecerem à estrutura de painel, tal expressão fornece erros-padrão incorretos. Todavia, combinando a equação (34) com a estrutura de erros de painel, é possível obter erros-padrão corretos para painéis, precisos.

Para modelos de dados em painel com erros contemporaneamente correlacionados e heterocedásticos, Ω é uma matriz bloco diagonal $NT \times NT$ com uma matriz de covariâncias contemporâneas $N \times N$ (Σ) ao longo da diagonal. Para estimar a equação (33), deve-se estimar Σ . Como as estimativas MQO são consistentes, pode-

subestimam de ρ_i quando combinadas com dados tendenciosos, podem levar as estimativas dos erros-padrão de Parks a estimar de maneira errada a variabilidade substancialmente.

⁴⁴ Obtido através da aplicação da transformação Prais-Winstein.

se utilizar os resíduos da estimação MQO da equação (13) para fornecer uma estimativa consistente de Σ . Sendo ε_{it} os resíduos MQO para a unidade i e o tempo t , estima-se o elemento típico de Σ através de:

$$\hat{\Sigma}_{i,j} = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}}{T} \quad (35)$$

com a estimativa de $\hat{\Sigma}$ sendo formada por todos esses elementos. Utiliza-se, então, esse resultado para formar o estimador $\hat{\Omega}$ criando uma matriz bloco diagonal com $\hat{\Sigma}$ matrizes ao longo da diagonal. Conforme o período de tempo aumenta, $\hat{\Sigma}$ torna-se gradativamente um melhor estimador de Σ ⁴⁵. Desta maneira, obtém-se as melhores estimativas para os modelos de dados em painel.

Uma vez realizada a revisão e o desenvolvimento teórico das aplicações econométricas utilizadas pelo presente estudo, parte-se agora para os resultados e a discussão, para, em seguida apresentar as considerações finais deste trabalho.

⁴⁵ Dado o fato da impossibilidade de avaliar a performance do PCSE de uma amostra finita através de métodos analíticos, os autores utilizaram experimentos de Monte Carlo a fim de avaliá-los, observando a maior precisão das estimativas de variabilidade da combinação de MQO com PCSE na presença de estruturas de erros nos painéis, frente ao método proposto por Parks (1967).

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são analisados e discutidos os resultados alcançados com a estimação do modelo teórico desenvolvido na seção 4. Para tanto, inicialmente, são discutidos os testes de especificação do modelo a ser adotado, seguido pelos testes analíticos quanto à estrutura dos erros para, finalmente, alcançar a discussão dos resultados obtidos após a solução dos problemas.

5.1 Teste de especificação do modelo

Conforme observado na seção 4, uma vez determinado o uso das técnicas de dados em painel, testes de especificação são necessários para observar o tipo de modelo de efeitos a ser adotado. Para tanto, foi realizado o teste de especificação de Hausman (1978), bem como o teste do multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan (1980) para efeitos randômicos (LM) e para efeitos randômicos corrigidos para correlação serial (ALM), o teste de Baltagi e Li (1995) para correlação serial de primeira-ordem⁴⁶ e, por fim, o teste conjunto para correlação serial e efeitos randômicos de Baltagi e Li (1991). O teste de correlação serial dos erros deve ser feito por interferir nos resultados dos efeitos randômicos. Destarte, para se certificar de que a presença da correlação influencia, ou não, o teste de efeitos randômicos, faz-se o teste conjunto para correlação serial e efeitos randômicos.

Para a estimação das elasticidades foi feita uma quebra no período de análise de 1990 a 2003 em pré-Real (1990-94) e pós-Real (1995-2003). Desta forma, todos os testes seguem este mesmo procedimento. As tabelas com os resultados de todos os testes, além de suas estatísticas completas são apresentadas no anexo E, F e G do trabalho.

⁴⁶ Teste baseado no multiplicador de Lagrange para efeitos randômicos e correlação serial (LM) e teste para correlação serial de 1ª ordem assumindo que os efeitos não são randômicos (ALM).

Conforme visto na subseção 4.3.4.1, entende-se que, se o teste de Hausman (1978) aceitar a hipótese nula, assumindo assim que as diferenças nos coeficientes não são sistemáticas, opta-se pelo modelo de efeitos randômicos. Para o período total de 1990 a 2003, com exceção do painel da indústria extrativa, as diferenças nos coeficientes mostraram-se sistemáticas para todos os painéis, logo deve-se adotar o modelo de efeitos fixos.

Complementando a análise, os testes de Breusch e Pagan (1980) e de Baltagi e Li (1991 e 1995) rejeitam o modelo de efeitos randômicos para todos os painéis exceto para o da indústria extrativa. Assim, adota-se o modelo de efeitos fixos para os painéis da economia brasileira, agronegócio, indústria de transformação e serviços, e o modelo de efeitos randômicos para o painel da indústria extrativa.

Da mesma forma, para o período pré-Real (1990 a 1994), em particular, os testes sugerem o modelo de efeitos randômicos apenas para o painel da indústria extrativa. Nota-se que, no caso do setor de serviços, o teste de Hausman (1978) aceita a hipótese H_0 , o que implicaria na escolha do modelo de efeitos randômicos. Todavia, dado que a presença de autocorrelação serial pode influenciar os efeitos randômicos, observa-se que o teste (ALM) de correlação serial de 1ª ordem, assumindo a não ocorrência de efeitos randômicos proposto por Baltagi e Li (1995), é aceito, além de os demais testes também rejeitarem o modelo de efeitos randômicos.

Finalmente, os testes realizados para o período pós-Real (1995-2003), seguem a mesma especificação dos períodos anteriores, ou seja, modelo de efeitos fixos para todos os painéis com exceção do painel da indústria extrativa, o qual utilizará o modelo de efeitos randômicos.

5.1.1 Análise da estrutura dos erros

Após estimar a equação de regressão considerando tanto o modelo de efeitos fixos quanto o modelo de efeitos randômicos, foi verificada se a estrutura dos erros é independente e identicamente distribuída, ou seja, $e_{it} \sim IID(0, \sigma_e^2)$. Para este propósito, foram realizados testes adicionais de correlação serial sugerido por Wooldridge (2002), teste de correlação contemporânea de Breusch e Pagan (1980)⁴⁷ e o teste de heterocedasticidade sugerido por Greene (2003) baseado na distribuição χ^2 . Os resultados são apresentados para os três períodos e suas estatísticas completas apresentadas nos anexos H, I e J do trabalho.

Analisando os resultados apresentados para o período total (1990-2003), observa-se que, com exceção do painel da indústria extrativa, todos os demais painéis apresentam problemas de correlação serial de 1ª ordem, bem como de heterocedasticidade. Apesar da impossibilidade de aplicação do teste de correlação contemporânea em todos os painéis (haja vista o fato de $n > T$), com exceção do painel de serviços, conforme argumentam Beck e Katz (1995b), modelos de dados de série temporal combinados com de seção cruzada freqüentemente sofrem tanto problemas de correlação serial, quanto contemporânea. Considerando ainda, os objetivos do presente estudo, para a análise dos 40 setores da economia brasileira, além dos painéis de indústrias específicas, a saber: extrativa, de transformação e agronegócio, além do painel de serviços, entende-se que, certamente, os setores que compõem os painéis devem apresentar alta correlação entre si.

Para o período pré-Real, observa-se que todos os painéis apresentam problemas de heterocedasticidade e correlação serial, sendo que apenas a indústria extrativa parece não apresentar correlação serial de 1ª ordem. E, finalmente

⁴⁷ Para o presente estudo, tal teste é aplicável apenas para o painel de serviços, haja vista o fato dos demais painéis caracterizar-se por $n > T$, gerando singularidade da matriz de covariância e conseqüentemente não aplicabilidade do teste. Além disso, como tal teste é aplicado após a estimação dos efeitos fixos, tal procedimento não foi realizado para a indústria extrativa, que apesar de contar com $n < T$, adota o modelo efeitos randômicos.

para o período pós-Real, observa-se que o diagnóstico se manteve com relação ao período anterior, ou seja, novamente tanto os problemas de heterocedasticidade quanto o de correlação serial evidenciam-se em todos os painéis, com exceção da indústria extrativa que parece não apresentar apenas o problema de correlação serial de 1ª ordem.

Feita a análise da estrutura dos erros, assim como a especificação do modelo, diagnosticada inicialmente, estabelece-se o modelo de efeitos fixos para os painéis da economia brasileira, do agronegócio, da indústria de transformação e dos serviços, sugerindo, desta forma, que as características intrínsecas dos setores que compõem estes painéis devem estar determinando suas diferenças. Além disso, tal modelo deve ser corrigido para correlação serial e heterocedasticidade nos três períodos de análise. Já para o painel da indústria extrativa sugere-se o modelo de efeitos randômicos, corrigindo-o para heterocedasticidade apenas nos períodos pré e pós-Real. Feito os diagnósticos gerais dos modelos econométricos apresentam-se na próxima seção os resultados obtidos para cada painel.

5.2 Estimativas do modelo econométrico

Conforme observado na subseção 5.1, estabeleceu-se o modelo de efeitos fixos para todos os painéis, excetuando-se apenas o da indústria extrativa, o qual apresentou especificação para o modelo de efeitos randômicos. Entretanto, considerando a dimensão de tempo curta em todos os painéis, entende-se que o viés obtido a partir do modelo de efeitos fixos poderia ser substancial.

Aplicando os respectivos modelos especificados, foram obtidos os primeiros resultados (demonstrados no anexo D, assim como suas estatísticas completas), e após a realização dos testes avaliando a estrutura dos erros, foi notada a necessidade de correção dos mesmos. Desta maneira, considerando a discussão feita na subseção 4.3.5, foram aplicadas as técnicas desenvolvidas por Beck e Katz (1995b) para correção dos problemas apresentados pelos painéis em análise, por se

entender que o método combinado de MQO com PCSE (erros-padrão corretos em painéis) melhor se adapta às condições apresentadas pelos painéis em estudo⁴⁸.

De acordo com a revisão literária feita no primeiro capítulo, diversos estudos, como por exemplo os de Bonelli e Fonseca (1998), Rossi e Ferreira (1999), Bacha e Bonelli (2001), Silva Filho (2001) entre outros, argumentam que as reformas econômicas observadas nos anos 90, influenciaram fortemente o desempenho da produtividade dos fatores de produção capital e trabalho na economia brasileira. Desta forma, para que se possa obter um diagnóstico mais apurado do comportamento dos fatores de produção capital e trabalho neste período, decidiu-se quebrar a análise em antes e após o Plano Real, haja vista as principais reformas econômicas (abertura comercial, desregulamentação econômica) terem ocorrido mais fortemente nos anos iniciais da década de 90, além do fato do controle inflacionário ter propiciado ambiente de menor incerteza macroeconômica, aumentando a eficiência do sistema de preços relativos⁴⁹, conforme argumenta Silva Filho (2001).

Nesta seção, apresentam-se os resultados e discussão primeiramente para as elasticidades calculadas para o período total de análise (1990 a 2003). Em seguida, analisa-se o período pré-Real seguido pelo pós-Real, para que ao final, possa-se chegar a um panorama geral do comportamento dos fatores de produção capital e trabalho da economia brasileira.

⁴⁸ Ao testar a possibilidade dos dados serem tratados de forma “*pooled*”, verificou-se que tal hipótese foi rejeitada para todos os painéis, com exceção do painel para indústria extrativa. No entanto, assim como observado por Toro-Vizcarrondo & Wallace (1968) citados por Baltagi (2005), as estimativas *pooled* têm variância reduzida, e apesar de algum viés pode-se preferir o estimador restrito (*pooled*) mesmo que tal restrição seja rejeitada.

⁴⁹ Lembra-se ainda que, somada à abertura comercial, a paridade cambial imposta com o plano Real favoreceu as importações, ampliando a concorrência no mercado interno e, portanto, forçando o processo de modernização produtiva, o qual culminou no aumento da produtividade dos fatores.

5.2.1 Período total

A Tabela 3 apresenta os resultados dos respectivos painéis para o período total de análise. As estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses e mostraram-se todas estatisticamente significantes ao nível de 5%⁵⁰. Observa-se que, em todos os painéis, as elasticidades parciais do produto calculadas indicam retornos decrescentes de escala (os testes *t* e *F* para retornos constantes de escala foram rejeitados ao nível de significância de 5% e 1%).

Tabela 3 - Elasticidades do produto para o período 1990-2003

painel	trabalho (a)	capital (b)	a+b ⁵¹
Economia Brasileira	0,21 (8,06)	0,27 (8,76)	0,48
Agronegócio	0,21 (4,56)	0,18 (3,44)	0,39
Indústria de Transformação	0,18 (3,85)	0,35 (6,97)	0,53
Serviços	0,22 (5,79)	0,42 (7,26)	0,64
Indústria Extrativa	-0,29 (-4,70)	0,35 (5,30)	0,06

Fonte: estimada pela autora a partir dos dados da pesquisa

Para o painel referente aos 40 setores da economia brasileira, a elasticidade do produto em relação ao fator trabalho é 0,21 e em relação ao fator capital, 0,27. Isto implica que durante o período total de análise, o insumo capital apresentou impacto um pouco maior do que o insumo trabalho no produto final da economia brasileira. Bonelli e Fonseca (1998) chegaram a resultados de 0,67 para o capital e 0,25 para o trabalho considerando o período de 1974 a 1996. Enquanto isso, Tavares, Ataliba e Castelar (2001), analisando 21 estados brasileiros para o período

⁵⁰ As estatísticas completas das regressões são apresentadas no anexo K e L.

⁵¹ A soma das elasticidades indica os retornos de escala.

de 1986 a 1998, estimaram em 0,54 e 0,18, respectivamente, as elasticidades parciais do produto em relação ao capital e trabalho.

Comparando com os resultados alcançados pelo presente estudo, observa-se que os resultados pouco diferem com relação ao fator trabalho. Entretanto, o resultado encontrado com relação ao fator capital, foi bem menor. Obviamente, há de se considerar as particularidades de cada estudo. Contudo, analisando os resultados sem maiores detalhamentos, nota-se que a utilização do EOB como *proxy* da variável capital, leva a uma subestimação da elasticidade do produto com relação ao fator capital (Bonelli e Fonseca (1998) utilizaram o estoque de máquinas e equipamentos como *proxy* da variável capital, já Tavares, Ataliba e Castelar (2001) utilizaram a quantidade de energia elétrica).

O painel do agronegócio foi o único a apresentar elasticidade do produto do fator trabalho (0,21) superior a do capital (0,18). Este fato pode ser justificado pela elevada produtividade do trabalho apresentada pelos setores que compõem este painel. Um dos setores mais importantes que compõem o painel do agronegócio é o setor da agropecuária que, de acordo com Gasques et al. (2004), apresentou taxa de crescimento da produtividade do trabalho superior a do capital durante os anos 90. Analisando o impacto da exportação sobre o emprego através do instrumental Insumo-Produto, Hilgemberg (2003) observou que a reestruturação produtiva causada pela abertura comercial teve considerável impacto negativo sobre a geração de empregos em setores ligados à exportação, particularmente na segunda metade dos anos 90, após o ajuste do câmbio. Cabe, portanto, lembrar, que os setores que compõem o agronegócio são caracterizados por ser grandes exportadores⁵². Desta forma, considerando a evolução crescente do produto final apresentado pelo agronegócio, juntamente com a menor absorção de mão-de-obra por parte dos setores que o compõem, verifica-se maior produtividade do trabalho e, portanto, maior elasticidade do produto do trabalho do que a elasticidade do capital no segmento do agronegócio.

⁵² Segundo Gasques et al. (2004), o agronegócio foi o setor que mais contribuiu para a formação do saldo da balança comercial em 2002, respondendo por 41,15% das exportações brasileiras.

Quanto à indústria de transformação (exclusive os setores do agronegócio), as elasticidades obtidas foram de 0,18 para o trabalho e 0,35 para o capital, indicando, deste modo, que o produto responde mais intensamente a uma alteração no fator capital do que no fator trabalho nos setores industriais exclusive aqueles pertencentes ao agronegócio.

Os estudos de Rossi e Ferreira (1999) e Ferreira e Rossi (2003) ao analisarem 16 setores da indústria de transformação (entre eles muitos setores que compõem o agronegócio), chegaram às elasticidades parciais do produto em relação ao capital e trabalho de 0,32 e 0,34 respectivamente, para o período de 1985 a 1997. Considerando o período de 1990 a 1997, as elasticidades foram de 0,67 para capital e de 0,30 para trabalho. Nota-se, portanto, diferença em relação às estimativas obtidas pelo presente estudo. Todavia, por se tratar de bases de dados e períodos estudados distintos, além da diferença na composição dos setores analisados, não é possível chegar a uma conclusão comparativa apurada.

Para os serviços, observa-se, através da elasticidade do produto apresentada, que o impacto do fator capital no produto final foi maior neste painel. Infelizmente, para os serviços, não foram encontradas estimativas realizadas por estudos anteriores, impossibilitando comparações de resultados. Portanto, ao analisar os resultados alcançados, é preciso considerar as características particulares deste setor. Vale lembrar que o setor de serviços foi o que mais incorporou mão-de-obra durante o período estudado. Assim, uma vez que esse setor é intensivo em mão-de-obra e, portanto tem baixa produtividade de trabalho, e sendo relativamente escasso o fator capital, este tende a apresentar elevada produtividade e, conseqüentemente, elevada elasticidade do produto em relação ao capital, justificando os resultados apresentados.

Por fim, tem-se a indústria extrativa, a qual apresentou resultados interessantes: o menor valor com relação aos retornos de escala, além da elasticidade do produto negativa em relação ao fator trabalho, implicando que, mantendo o capital constante, o aumento de 1% do fator trabalho causaria uma diminuição de

0,29% no produto final desta indústria. Há de se destacar que a inexistência de estimações feitas por estudos anteriores dificulta maior argumentação com relação aos resultados obtidos pelo presente estudo. Destarte, abre-se espaço para sugestões de estudos acerca do comportamento observado entre os fatores capital e trabalho nesta indústria.

A indústria extrativa é composta pelos setores de extração mineral e petróleo e gás, os quais se caracterizam por apresentar elevado valor de produção final, alto teor tecnológico atrelado ao processo produtivo, baixa absorção de mão-de-obra e elevada intensidade no uso de capital, além de ter passado por forte processo de privatização. Conforme apontado por Rocha (2001), a indústria extrativa é considerada madura, possuindo tecnologias já dominadas por muitos anos. Assim sendo, considerando as características particulares destes setores, uma possível explicação para o resultado negativo apresentado pela elasticidade do produto em relação ao trabalho seria a de que, esta indústria já tenha atingido o seu máximo com relação à utilização ótima deste fator, de modo que a maior utilização deste⁵³ conduza a um produto marginal cada vez menor chegando a ser negativo (lembrando que a elasticidade do produto é obtida através da razão entre produto marginal e produto médio por trabalhador).

De acordo com estudo realizado por Hilgemberg (2003) acerca do mercado de trabalho brasileiro para a década de 90, tanto o setor de extração mineral quanto o de petróleo e gás são pouco representativos na oferta total de postos de trabalho na economia. Analisando as características do mercado de trabalho de ambos setores, observa-se que estes são, de certa forma, antagônicos, pois o setor de extração mineral apresentou elevada rotatividade da mão-de-obra, sendo ainda esta caracteristicamente mais jovem e menos qualificada. Por seu turno, no setor de petróleo e gás observa-se estabilidade e concentração do emprego de mão-de-obra mais madura e mais qualificada, além do alto índice de trabalhadores com carteira

⁵³ O aumento da produção pode implicar no aumento da demanda por trabalho, entretanto, considerando que a quantidade do capital seja dada e não aumente concomitantemente, tal aumento levará apenas a retornos cada vez menores da mão-de-obra adicional.

assinada. Entretanto, em termos de quantidade de pessoal ocupado, o setor de extração mineral absorveu muito mais trabalhadores do que o de petróleo e gás durante os anos 1990.

A título de curiosidade, foram estimadas separadamente, as elasticidades para cada setor desta indústria, cujos resultados estão apresentados no anexo M do trabalho. Embora tais resultados não tenham se mostrado estatisticamente significantes para todos os parâmetros, para o setor de extração mineral, em particular, a elasticidade do trabalho obtida foi significativa (-0,54), assim como a elasticidade do capital (0,37) para o setor de petróleo e gás⁵⁴. Desta forma, considerando os resultados das elasticidades para esta indústria, ante as características particulares em relação aos fatores trabalho e capital de cada setor, entende-se que a elasticidade negativa do produto em relação ao fator trabalho deve-se, em grande medida à maior contribuição do setor de extração mineral, enquanto que o resultado positivo da elasticidade do produto em relação ao capital, deve-se ao setor de petróleo e gás.

Apresentados os resultados das elasticidades estimadas para o período total, parte-se agora para a análise parcial dos períodos.

5.2.1.1 Período Pré-Real (1990-1994)

A Tabela 4 apresenta os resultados das elasticidades do produto estimadas para todos os painéis no primeiro período de análise, o período pré-Real. As estatísticas t são apresentadas entre parênteses, revelando-se significantes ao nível

⁵⁴ Observa-se no setor de petróleo e gás, especialmente na segunda metade da década de 90, elevadas taxas de crescimento e lucratividade, obtidas, principalmente, através de descobertas e aquisições de novas reservas (Conjuntura Econômica, 2006), as quais, certamente, demandaram novos investimentos e ampliação da capacidade instalada. Cumpre lembrar, ainda que, sendo o EOB representante da remuneração do fator capital e calculado na forma de resíduo (de modo que, os ganhos obtidos com maiores lucros possam levar a desvios da verdadeira quantidade de capital), entende-se que tais características do setor justifiquem o resultado obtido pelo presente trabalho.

de 5% para todos os casos. Observa-se que, para os anos pré-Real, todos os painéis apresentaram retornos decrescentes de escala. Além disso, os painéis de serviços, seguido pelo da indústria de transformação, foram os que apresentaram as maiores elasticidades do produto para o fator capital.

Tabela 4- Elasticidades do produto para o período pré-Real (1990-1994)

painel	trabalho (a)	capital (b)	a+b
Economia Brasileira	0,10 (4,63)	0,54 (16,88)	0,64
Agronegócio	0,07 (1,76)	0,51 (7,58)	0,58
Indústria de Transformação	0,10 (1,88)	0,65 (9,14)	0,75
Serviços	0,20 (9,5)	0,67 (16,82)	0,87
Indústria Extrativa	-0,59 (-14,03)	-0,18 (-2,56)	-0,77 ⁵⁵

Fonte: estimada pela autora a partir dos dados da pesquisa

Em todos os painéis o impacto do fator capital foi bem maior do que o impacto do fator trabalho no produto final. Para o caso da economia brasileira, por exemplo, mantendo o capital constante, o aumento de 1% no trabalho eleva o produto final em 0,1%. Analogamente, mantendo o trabalho constante, o aumento de 1% no capital, eleva o produto final em 0,54%.

Os anos pré-Real compreendem o período em que as reformas econômicas e estruturais (visando a modernização produtiva e a conseqüente ampliação da competitividade dos setores econômicos) foram implantadas mais

⁵⁵O valor negativo implica que o retorno à escala é decrescente, ou seja, o aumento de 1% dos fatores leva a um decréscimo de 0,77% no produto final. Os resultados apresentados para esta indústria são explicados pelas características particulares dos setores que a compõem, conforme mencionado anteriormente.

fortemente, e o país ainda convivia com o crítico problema inflacionário. Entende-se, portanto, que, como os setores ainda estavam se reestruturando e se ajustando frente às reformas implantadas, a resposta em relação ao fator trabalho não foi imediata, justificando assim a baixa elasticidade do produto.

A produtividade do trabalho é obtida pela relação entre a produção física e o emprego do fator trabalho. Estudos acerca do mercado de trabalho nos anos 90 demonstram que, durante este período, não houve forte diminuição dos postos de trabalho. Contrariamente, conforme ilustrado por Pinheiro, Giambiagi e Gostkorszewicz (1999), entre 1992 e 1995, a taxa anual de desemprego chegou até a cair, devido à recuperação econômica apresentada após a recessão do início da década. Desta forma, entende-se que nos anos iniciais da década, observou-se uma menor produtividade do trabalho, implicando num menor impacto do fator trabalho no produto final da economia.

Entretanto, com relação ao capital (conforme mostrado por Fonseca e Mendes (2002) para o caso da indústria), a estagnação econômica dos anos 80 e a baixa expectativa de crescimento futuro, levaram a um processo de desinvestimento, ou seja, redução do estoque de capital. Contudo, com as reformas econômicas e estruturais, a primeira metade dos anos 90 foi caracterizada por investimentos emergenciais, com vistas à redução de custo e reposição de equipamentos. Dado que, os investimentos levam certo tempo para apresentar retornos e que, menor quantidade de capital em relação ao produto (Y/K) eleva sua produtividade, justifica-se, então, a elevada elasticidade do produto com relação ao fator capital observada no primeiro período de análise.

5.2.1.2 Período Pós-Real (1995-2003)

Dando prosseguimento à análise, as estimativas das elasticidades parciais do produto para o período pós-Real são apresentadas na Tabela 5. Novamente todas as estatísticas se mostraram significantes ao nível de 5%.

Tabela 5 - Elasticidades do produto para o período pós-Real (1995-2003)

painel	trabalho (a)	capital (b)	a+b
Economia Brasileira	0,19 (6,20)	0,32 (8,60)	0,51
Agronegócio	0,19 (3,73)	0,24 (3,77)	0,43
Indústria de Transformação	0,10 (2,10)	0,45 (8,30)	0,55
Serviços	0,21 (5,18)	0,40 (6,73)	0,61
Indústria Extrativa	-0,26 (-2,64)	0,36 (4,26)	0,10

Fonte: estimada pela autora a partir dos dados da pesquisa

Também para os anos pós-Real, se observa a ocorrência de retornos decrescentes à escala em todos os painéis. Comparando os resultados obtidos nesse período com aqueles obtidos para o período anterior, nota-se que a elasticidade do produto em relação ao trabalho aumentou (ou se manteve constante), ao mesmo tempo em que se nota queda na elasticidade do produto em relação ao capital em todos os painéis analisados. A exceção ocorre apenas no painel da indústria extrativa, onde se observa a ocorrência do oposto, ou seja, queda da elasticidade do produto em relação ao trabalho⁵⁶ e aumento em relação ao capital.

Muitos postos de trabalho foram extintos durante os anos 90 devido à modernização produtiva tanto no setor primário quanto no secundário, conforme observam Kupfer e Freitas (2004). Havendo menos pessoas empregadas para determinada produção, o impacto de cada unidade de trabalho no produto final deve ser maior. Isso parece ter ocorrido no segundo período de análise, pois as

⁵⁶ A queda da elasticidade do trabalho (passando de -0,59 para -0,26) indica que para este período, o produto respondeu menos à variação no fator trabalho do que no período pré-Real (o fato de a elasticidade ter se tornado menos negativa, indica que a queda no produto é menor diante do mesmo aumento no fator trabalho).

elasticidades produto em relação ao trabalho se elevaram, sugerindo, assim, que a mão-de-obra tornou-se mais produtiva, de modo que seu impacto sobre o produto final da economia aumentou.

Hilgemberg (2003), ao analisar a oferta de trabalho na economia brasileira dos anos 90, através do instrumental de Insumo-Produto, mostrou que, a partir de 1994 houve notável alteração na estrutura produtiva da economia brasileira, sugerindo que este processo fora desencadeado pelo aumento da importância dos insumos importados no processo produtivo além da intensificação do processo de verticalização da produção. Somando-se a isso, Pinheiro, Giambiagi e Gostkorszewicz (1999) argumentam que a abertura comercial, a estabilização dos preços e a valorização do câmbio contribuíram para redução do custo relativo do capital, estimulando a substituição de mão-de-obra por máquinas⁵⁷.

No caso da indústria de transformação, que agrega também setores ligados ao agronegócio, estudos de Bonelli e Fonseca (1998), Rossi e Ferreira (1999) e Ferreira e Rossi (2003) indicam, de fato, produtividade do trabalho crescente nos anos 90, elevando-se mais fortemente na segunda metade da década. Por sua vez, Fonseca e Mendes (2004) chamam a atenção para o fato de que o oposto ocorreu com a produtividade do capital. Assim sendo, justifica-se o aumento da elasticidade do produto em relação ao trabalho no painel do agronegócio⁵⁸ e o decréscimo da elasticidade do produto em relação ao capital apresentada pelos painéis do agronegócio e da indústria de transformação entre os períodos pré e pós-Real. Nota-se que, no painel da indústria de transformação, a elasticidade do produto em relação ao trabalho manteve-se constante nos dois períodos, indicando que o impacto do fator trabalho no produto final dos setores industriais que não pertencem ao

⁵⁷ A maior utilização de máquinas diminui a produtividade do capital e, portanto, o retorno obtido por este fator no produto final da economia.

⁵⁸ Gasques, Bastos, Bacchi e Conceição (2004) calcularam a PTF para a agropecuária. Notaram que o crescimento da produtividade do capital mostrou-se mais vigoroso, nos anos iniciais da década, em detrimento da produtividade do trabalho, sendo observado o oposto para o segundo período.

agronegócio manteve-se o mesmo, embora este setor tenha apresentado queda no impacto do fator capital.

Quanto à indústria extrativa, observa-se aumento da elasticidade do capital no segundo período de análise. O valor da elasticidade do produto em relação ao trabalho tornou-se menos negativa, mas em termos absolutos, ela diminuiu. Assim como destacado anteriormente, na subseção 5.2.1.1, os curiosos resultados apresentados para este painel são explicados pelas características particulares dos setores que compõem esta indústria. Desta forma, considerando que as reformas econômicas e estruturais também atingiram, em grande medida, esta indústria (especialmente as privatizações para o setor de extração mineral e a abertura comercial para o setor de petróleo e gás), entende-se que as mudanças observadas das elasticidades para o período pós-Real são reflexos de tais reformas.

Finalmente, para o painel referente aos serviços, observa-se também queda da elasticidade do produto em relação ao capital. Entretanto, da mesma forma que no painel da indústria de transformação, a elasticidade do trabalho se manteve constante. Isto se justifica pelo fato de que, mesmo havendo maiores investimentos e substituição de mão-de-obra por capital, devido ao processo de modernização produtiva (o que tornaria a mão-de-obra mais produtiva e elevaria seu impacto no produto final), contrariamente ao que aconteceu nos demais painéis, a absorção de mão-de-obra neste setor foi crescente durante toda a década. Além disso, conforme argumentam Cardoso Jr (1999), Neri, Camargo e Reis (2000), Bonelli (2002), Kupfer e Freitas (2004) e Hilgemberg (2003), os serviços absorveram a mão-de-obra excedente dos demais setores. Desta maneira, entende-se que o aumento de mão-de-obra acompanhou o aumento do produto final deste setor, de modo que seu impacto no produto final se manteve o mesmo.

5.2.1.3 Análises finais

Por meio das análises das elasticidades do produto estimadas pelo presente estudo, observa-se que, embora o impacto do fator capital no produto final tenha sido superior a do fator trabalho durante todo o período de análise (com exceção do painel do agronegócio), ao realizar-se a quebra deste período, a elasticidade parcial do produto em relação ao trabalho se elevou ou se manteve constante ao mesmo tempo em que se nota queda da elasticidade em relação ao capital (com exceção da indústria extrativa, na qual ocorreu o oposto) do período pré para o pós-Real. De fato, a partir da revisão literária feita, observou-se maior produtividade do trabalho frente a menor produtividade do capital na segunda metade dos anos 90.

Dada a não disponibilidade de dados acerca dos preços dos fatores, analisa-se a substituição⁵⁹ do fator trabalho pelo fator capital a partir do grau de sensibilidade do trabalho frente a variações no capital. Quanto maior a elasticidade, mais sensível é a alocação do fator trabalho com relação a variações na quantidade de capital. A Tabela 6 resume os resultados.

Tabela 6 – Elasticidade de trabalho por capital (ε)⁶⁰ para todos os painéis

Painel	1990-2003	1990-1994	1995-2003
Brasil	1,29	5,4	1,68
Agronegócio	0,86	7,29	1,26
Indústria de Transformação	1,94	6,5	4,5
Indústria Extrativa	-1,21	0,31	-1,38
Serviços	1,91	3,35	1,9

Fonte: estimada pela autora a partir dos dados da pesquisa

⁵⁹ Conforme resultados apresentados para todos os painéis em todos os períodos estudados, rejeitou-se a hipótese de retornos constantes de escala, implicando que a elasticidade de substituição entre capital e trabalho não é igual à unidade.

⁶⁰ Nota metodológica disponível no anexo B.

Observa-se que a elasticidade apresentada no período pré-Real foi maior (com exceção do setor da indústria extrativa), indicando, portanto, que as variações do fator capital foram baixas neste período. Conclui-se, portanto, que nos anos iniciais da década “mais capital” não foi utilizado em detrimento de “menos trabalho”. De fato, através da revisão literária, observou-se que nos anos iniciais da década, os postos de trabalho não sofreram tanta queda. Entretanto, nos anos pós-Real, as elasticidades diminuíram, indicando, deste modo, que as variações do capital aumentaram. Sugere-se, assim, que tal aumento na variação do capital ocorreu devido a uma maior substituição de trabalho por capital.

Para o caso da indústria extrativa, o curioso resultado apresentado de elasticidade negativa, implica que a isoquanta desta indústria seria côncava. Na literatura econômica, freqüentemente descarta-se tal fato, entretanto, Mazzoni (2005) observando uma isoquanta côncava para a Alemanha no período de 1991 a 2004, argumenta que, descritivamente, uma isoquanta côncava denotaria uma relação entre os fatores de produção um tanto opcional, a ponto da produtividade de um fator crescer a partir do seu uso excessivo no processo produtivo. Portanto, posições de fronteira na isoquanta se tornariam ótimas no sentido de máxima produtividade por unidade de insumo. Certamente tais posições são impraticáveis, mas, segundo o autor, podem ser interpretadas como orientações para completa especialização da produção, sendo esta intensiva em trabalho ou capital. Levando em consideração as características apresentadas pela indústria extrativa, já apontadas anteriormente nesta seção, entende-se que a isoquanta côncava é perfeitamente aceitável como representação do processo produtivo desta indústria.

Perante a intensidade da queda das elasticidades apresentadas pelos painéis, observa-se que, no agronegócio a queda foi bem maior, sugerindo assim, que a substituição de trabalho por capital nos setores que compõem esse grupo, durante os anos pós-Real, foi mais intensa. Tal resultado foi afetado, provavelmente, pelo setor da agropecuária, que passou por forte modernização produtiva.

Kupfer e Freitas (2004), analisando a estrutura da variação do emprego no Brasil, durante o período de 1990 a 2001, observaram que, no caso da indústria a transformação produtiva visando responder ao acirramento da competição nos mercados interno e externo, atingiu a maioria dos setores industriais⁶¹. Concluem, desta forma, que em curto e médio prazo a indústria de transformação não deverá contribuir significativamente tanto para geração quanto para eliminação de postos de trabalho. Entretanto, no caso da agropecuária, argumentam que, como o processo de modernização do campo brasileiro ainda não terminou, provavelmente a agropecuária continuará eliminando postos de trabalho. Já para o caso dos serviços, os autores avaliam que a ampliação de postos de trabalho estará calcada na ampliação e diversificação de serviços pessoais e sociais, além dos serviços prestados às empresas, já que não se faz idéia de até que ponto será possível criar novos postos de trabalho com a difusão cada vez maior das tecnologias de informação.

A partir da revisão literária, observou-se que o processo de modernização produtiva, ocasionado pelas reformas estruturais e econômicas, induziu os setores econômicos a tornarem-se mais produtivos e competitivos, levando a maiores investimentos no processo produtivo concomitantemente com uma menor absorção de mão-de-obra. Os resultados obtidos pelo presente estudo indicam que de fato, o impacto do fator trabalho no produto final aumentou em detrimento do impacto do fator capital (com exceção da indústria extrativa), apresentando, portanto, a partir da maior produtividade da mão-de-obra e menor produtividade do capital, fortes indícios de substituição do fator trabalho pelo fator capital. Neste contexto, a partir da maior intensidade da queda apresentada por ε , os setores pertencentes ao agronegócio apresentaram os maiores índices deste processo substitutivo. Para os casos dos serviços e da indústria de transformação, dada à menor intensidade na queda das elasticidades, sugere-se que além de tal processo substitutivo ter sido menor, este tenha apresentado sinais de estabilização gradativa.

⁶¹ De acordo com os autores, pesquisas demonstram que tal processo atingiu, em maior medida, os setores de commodities industriais e bens de consumo duráveis.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho objetivou analisar o comportamento dos fatores de produção capital e trabalho na economia brasileira focalizando a década de 90. A revisão literária mostrou que a economia brasileira voltou a apresentar taxas crescentes de produtividade nos anos 1990 devido às reformas econômicas e estruturais pelas quais a economia brasileira passou naquele período. Dentro deste contexto, destaca-se o aumento da produtividade do trabalho, especialmente na segunda metade da década.

Para analisar o comportamento observado entre os fatores de produção, foram estimadas as elasticidades parciais de produção dos fatores trabalho e capital, além da elasticidade de trabalho por capital, a partir de dados reais de 40 setores das matrizes de insumo-produto fornecidos pelo Sistema de Contas Nacionais do IBGE para o período de 1990 a 2003. Além disso, as estimativas foram feitas para os períodos pré e pós-Real e para os painéis da indústria extrativa, agronegócio, indústria de transformação e serviços. Os dados foram dispostos na forma de painel e estimados através da função de produção Cobb-Douglas, adotando-se o modelo de efeitos fixos para os painéis da economia brasileira, agronegócio, indústria de transformação e serviços e de efeitos randômicos para a indústria extrativa. Considerando os problemas na estrutura dos erros, os modelos foram corrigidos através do método PCSE sugerido por Beck e Katz (1995b).

A partir das elasticidades de produção estimadas, notou-se que durante o período de 1990 a 2003, todos os painéis operaram em retornos decrescentes de escala. Além disso, o retorno obtido a partir do fator capital foi superior ao do fator trabalho.

Objetivando uma melhor visualização do comportamento entre os fatores de produção, quebrou-se o período de análise em pré-Real (1990-1994) e pós-Real (1995-2003), notando-se que, com exceção da indústria extrativa, as elasticidades do produto em relação ao trabalho elevaram-se do primeiro período

para o segundo (mantendo-se constante apenas no painel da indústria de transformação e serviços), enquanto que as do capital diminuíram, indicando maior crescimento relativo do impacto do fator trabalho no produto final. A partir da revisão literária feita, entende-se que este resultado é reflexo da modernização produtiva induzida pelas reformas estruturais e econômicas, que ampliou a produtividade do trabalho frente à do capital. Dado que, como uma das formas de se obter aumento da produtividade do trabalho é através de uma menor absorção de mão-de-obra, sugere-se, desta forma, a ocorrência do processo substitutivo de mão-de-obra por capital.

A fim de verificar a relação entre os fatores trabalho e capital, estimou-se a elasticidade de trabalho por capital para todos os painéis, observando decréscimo em todos os painéis do período pré-Real para o período pós-Real, com exceção da indústria extrativa, indicando, portanto, que a sensibilidade do trabalho às variações na alocação do fator capital, diminuiu. Este resultado sugere que o período pós-Real reflete mais o processo de modernização produtiva pela qual a economia brasileira passou a fim de se tornar mais produtiva e competitiva, pois a queda da elasticidade indica que houve aumento na variação do fator capital, sugerindo assim, que houve substituição de trabalho por capital. Entretanto, analisando a intensidade da queda, nota-se que esta foi superior para o agronegócio, resultado justificado principalmente pela contribuição do setor da agropecuária, o qual passou e ainda tem passado por forte modernização produtiva. Para os casos dos serviços e da indústria de transformação, dada à menor intensidade na queda, entende-se que além de tal processo substitutivo ter sido menor, sugere-se possíveis sinais de estabilização gradativa.

Há de se lembrar as especificidades e limitações apresentadas pelo presente estudo especialmente com relação a *proxy* utilizada quanto a variável capital para a estimação das elasticidades apresentadas, de modo que, os resultados oferecidos devem ser interpretados com cautela. Apesar das estimativas das elasticidades não terem se mostrado totalmente de acordo com os resultados obtidos por estudos anteriores, o diagnóstico obtido a partir das elasticidades estimadas pelo

presente estudo, está de acordo com as análises do comportamento dos fatores capital e trabalho feitos para a economia brasileira anteriormente.

A função de produção adotada para a estimação das elasticidades foi a do tipo Cobb-Douglas. Todavia, observou-se que, uma de suas principais propriedades, a de retornos constantes de escala, foi rejeitada para todos os painéis e para todos os períodos de análise, implicando, desta forma, que a elasticidade de substituição entre capital e trabalho não é igual à unidade. Deve-se ressaltar que a impossibilidade em obter dados acerca da variável capital para todos os setores durante o período delimitado pelo estudo (o que permitiria um diagnóstico mais apurado da economia brasileira), motivou a adoção do EOB como *proxy* da mesma. Desta forma, sugere-se o desenvolvimento de novos estudos tanto a partir de novas técnicas de análise quanto a partir de novas bases de dados, de modo que se possa ter uma base comparativa maior e um entendimento mais profundo da relação capital-trabalho apresentada pela economia brasileira.

Por fim, considerando a crescente importância econômica dos setores dos serviços e agronegócio, além da escassez de estudos, sugerem-se trabalhos acerca do comportamento entre capital e trabalho destes setores. Destacam-se também, os resultados particularmente curiosos apresentados pela indústria extrativa, de modo que estudos para esta indústria mostrar-se-iam altamente interessantes.

REFERÊNCIAS

ABREU, Samuel Pessoa de; PESSOA, Silvia Matos; ROB, Rafael. **Elasticity of substitution between capital and labor and its applications to growth and development**. University of Pennsylvania, 2005.

ACEMOGLU, Daron. **Labor and capital augmenting technical change**. NBER, Cambridge, MA, working paper 7544, 2000.

ACEMOGLU, Daron. **Directed technical change**. The Royal Economic Society meeting (versão revisada do Review of Economic Studies), Durham, 2002.

ANTRÀS, Paul. **Is the U.S. aggregate production function Cobb-Douglas? New estimates of the elasticity of substitution**. Harvard University, 2004.

ARROW, K. J.; CHENERY, H. B.; MINHAS, B. S.; SOLOW, R. M. Capital-labor substitution and economic efficiency. **Review of economic and statistics**, n. 43, p. 225-250, 1961.

BACHA, E.; BONELLI, R. **Accounting for Brazil's growth experience – 1940-2002**. IPEA. Rio de Janeiro, 2004. Texto para discussão n° 1018.

BACHA, E.; BONELLI, R. **Crescimento e produtividade no Brasil: o que nos diz os registros de longo prazo**. Rio de Janeiro: Seminário da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA. 52, 2001.

BALISTRERI, Edward; McDANIEL, Christian; WONG, Eiva. **An estimation of the U.S industry level capital-labor substitution elasticities. Cobb-Douglas as a reasonable starting point?** US International Trade Commision. Washington, 2002.

BALTAGI, Badi H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. New York: John Willey & Sons, 2005, 302 p.

BALTAGI, Badi H. & LI, Qi. A transformation that will circumvent the problem of autocorrelation in an error-component model. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 48(3), p. 385-393, 1991.

BALTAGI, Badi H.; LI, Qi. Testing AR(1) against MA(1) disturbances in an error component model. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 133-151, jul 1995.

BARROS, A.L.M. de. Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995. Piracicaba, 1999, 149 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

BECK, Nathaniel; KATZ, Jonathan. Nuisance vc. Substance: specifying and estimating time-series cross-section models. **Political Analysis** (forthcoming), v.6, 1995a.

BECK, Nathaniel; KATZ, Jonathan. What to do (and not to do) with time-series cross-section data. **American Political Science Review**, v.89, n.3, p. 634-647, 1995b.

BERNDT, Ernest. Reconciling alternative estimates of the elasticity of substitution. **Review of Economic and Statistics**, v. 58, n. 1, p. 223-274, 1976

BHANUMURTHY, K. V. Arguing a case for the Cobb-Douglas production function. **Review of Commerce Studies**, Delhi, India, 2002.

BNDES. **Privatização no Brasil, 1990-2002**. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br.htm>. Acesso em: 12 ago. 2005.

BONELLI, Regis. **Labor productivity in Brazil during the 1990s**. IPEA. Rio de Janeiro, 2002. Texto para discussão nº 906.

BONELLI, Regis; FONSECA, Renato. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. IPEA. Rio de Janeiro, 1998. Texto para discussão nº557.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The Review Economic of Studies**, n. 47, p. 239-253, 1980.

CARDOSO, Beatriz; JOCKYMAN, André. Petróleo & Gás: novos caminhos para a auto-suficiência. **Conjuntura Econômica**, v. 60, n. 3, p. 24-43, mar 2006.

CARDOSO Jr., José Celso. **Estrutura setorial-ocupacional do emprego no Brasil e evolução do perfil distributivo nos anos 90**. IPEA. Rio de Janeiro, 1999. Texto para discussão nº 655.

CARDOSO Jr., José Celso. **Geração e apropriação de valor adicionado na economia brasileira: um estudo da dinâmica distributiva no período de 1990/96**. IPEA. Rio de Janeiro, 2000. Texto para discussão nº 733.

CHAMON, Marcos. **Rising wages and declining employment: the brazilian manufacturing sector in the 90's**. IPEA. Rio de Janeiro, 1998. Texto para discussão, nº 552.

CHIRINKO, Robert S. **Corporate taxation, capital formation and the substitution elasticity between labor and capital**. Emory University and CESInfo, 2002.

CHIRINKO, Robert S.; FAZZARI, Steven M.; MEYER, Andrew P. **That elusive elasticity: a long-panel approach to estimating the capital-labor substitution elasticity**. CESinfo working paper 1240, 2004.

COBB, Charles W.; DOUGLAS, Paul H. Theory of production. **American Economic Review**, v. 18 (supplement), p. 139-165, 1928

DIAMOND, Peter; McFADDEN, Daniel; RODRIGUEZ, Miguel. Measurement of the elasticity of factor substitution and bias of technical change. In: FUSS, M.; McFADDEN, D. L. (Ed). **Production Economics: A dual approach to theory and applications**. Amsterdam: North-Holland, 1978.

DUARTE, Maria Adelaide Silva; SIMÕES, Marta Cristina Nunes. **A especificação da função de produção macro-econômica em estudos de crescimento econômico: uma análise com dados em painel aplicada a um grupo de países europeus**. Estudos do GEMF, n. 10, 2001.

DUFFY, John; PAPAGEORGIOU, Chris. A cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification. **Journal of economic growth**, n. 5, 2000, p. 87-120.

FERRAZ, João Carlos; KUPFER, David; HAGUENAUER, Lia. **Made in Brazil**. Rio de Janeiro: Campus, 1997.

FERREIRA, Pedro C.; ELLERY Jr., Roberto; GOMES, Victor. Produtividade agregada brasileira (1970-2000): declínio robusto e fraca recuperação. **Ensaio Econômicos**, Rio de Janeiro: FGV, nº594, jul 2005.

FERREIRA, Pedro C.; GUILLÉN, Osmani T. de C. **Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil**. Banco Central, 2002. Trabalhos para discussão, nº 44.

FERREIRA, Pedro C.; ROSSI, José Luiz. New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. **International Economic Review**, v. 44, p. 1383-1407, 2003.

FEU, Aumara. A produtividade do capital no Brasil de 1950 a 2002. Brasília, 2003. 166 p. Tese (Doutorado), Universidade de Brasília.

FONSECA, Renato; MENDES, Teresa Cristina M. **Produtividade do capital na indústria brasileira**. Confederação Nacional da Indústria, 2002. Texto para discussão, nº 2.

FUSS, Melvyn; McFADDEN, Daniel; MUNDLAK, Yair. A survey of functional forms in the economic analysis of production. In: FUSS, M.; McFADDEN, D. L. (Ed). **Production Economics: A dual approach to theory and applications**. Amsterdam: North-Holland, 1978.

GASQUES, J.G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. P. R.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Condicionantes da produtividade da agropecuária**. IPEA. Rio de Janeiro, 2004. Texto para discussão n° 1017.

GASQUES, J. G.; REZENDE, G. C.; VILLA VERDE, C. M.; SALERNO, M. S.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; CARVALHO, J. C. S. **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil**. IPEA. Rio de Janeiro, 2004 . Texto para discussão n° 1009.

GOMES, Victor; PESSÔA, Samuel de Abreu; VELOSO, Fernando A. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 389-434, nov 2003.

GREENE, Willian H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2005.

GUILHOTO, J. J. M.; FURTUOSO, Maria Cristina O.; BARROS, Geraldo S. de Camargo. **O agronegócio na economia brasileira 1994 a 1999**. Brasília: Confederação Nacional da Agricultura, 2000.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, n. 46, p. 1251-1271, 1978.

HENDERSON, M. J., QUANDT, R. E. **Teoria Microeconômica**. 2. ed. São Paulo: Livraria Pioneira, 1976.

HILGEMBERG, Cleise M. de A. T. Efeitos da abertura comercial e das mudanças estruturais sobre o emprego na economia brasileira: uma análise para a década de 90. Tese (Doutorado), Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2003.

HOUTHAKKER, H. S. The Pareto distribution and the Cobb-Douglas production function in activity analysis. **The Review of Economic Studies**, v. 23, n. 1, p. 27-31, 1955-56.

HSIAO, Cheng. **Analysis of panel data**. 2. ed. Cambridge University Press, 2003, 366 p.

IBGE. **Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: 2000.

JONES, C. I. **The shape of production function and the direction of technical change**. NBER, working paper 10457, abr. 1997.

JONES, C. I. **Growth, capital share and a new perspective on production functions**. Berkerley University manuscript, jun. 2003.

KITTEL, B.; WINNER, H. **How reliable is pooled analysis in political economy? The globalization – welfare state nexus revisited**. Max Planck Institute for the Study of Society. Discussion paper 02/3, Germany, 2002.

KLEVMARKEN, N. A. Panel studies: what we can learn from them? **European Economic Review**, n. 33, p. 523-529, 1989.

KLUMP, Ronald. La GRANDVILLE, Olivier. Economic growth and the elasticity of substitution: two theorems and some suggestions. **American Economic Review**, n. 49, p. 282-291, 2000

KORTUN, Samuel S. **Research patenting and technological change**. Berkeley University: 1999.

KUPFER, D.; FREITAS, F. **Análise estrutural da variação do emprego no Brasil entre 1990 e 2001**. Boletim de Conjuntura do IE/UFRJ, 2004.

La GRANDVILLE, Olivier. In quest of the Slutsky diamond. **American Economic Review**, n. 79, p. 468-481, 1989

LUCAS, Robert E. “Labor-capital in substitution in U.S manufacturing”. In: AC Harberger and MJ Bailey (Ed). **The taxation of income from capital**. Washington DC: The Brookings Institution, p. 223-274, 1969

MADDALA, G.S. **Introdução a Econometria**. LTC: Rio de Janeiro, 3ª ed, 2003, 345p.

MARQUETTI, Adalmir A. Estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998. Belo Horizonte: **Nova Economia**, v. 10, n.2, p. 11-37, 2000.

MATIAS, Alexandre N. Análise da evolução estrutural do setor serviços no Brasil: uma abordagem de Insumo-Produto. Dissertação de mestrado, Programa de Mestrado em Economia, Universidade Estadual de Maringá, 2006.

MAZZONI, T. **A state-space model for economic production**. Disponível em: <http://www.iwh-halle.de/d/start/News/workshop01205/Papers/Mazzoni.pdf>. Acesso em: 13 set. 2006.

MELO, H. P.; ROCHA, F.; FERRAZ, G.; DI SABBATO, A. ; DWECK, R. **O setor de serviços no Brasil: uma visão global 1985/95**. IPEA. Rio de Janeiro, 1998. Texto para discussão nº 549.

MORANDI, Lucilene; REIS, Eustáquio. Estoque de capital fixo no Brasil, 1950-2001. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, João Pessoa, 2004.

MUNDLER, Marc-Andreas. **Trade, technology, and productivity: a study of brazilian manufacturers, 1986-1998**. University of California, San Diego and CESinfo, 2004.

NERI, M.; CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. **Mercado de trabalho nos anos 90: fatos estilizados e interpretações**. IPEA. Rio de Janeiro, 2000. Texto para discussão nº 743.

PARKS, R. W. Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated. **Journal of the American statistical association**, n. 62, p. 500-509, 1967.

PEREIRA, Claudiney M. **Increasing elasticity of substitution, technical change, and economic growth**. Tulane University, 2005.

PINHEIRO, Armando Castelar; GIAMBIAGE, Fábio; MOREIRA, Maurício Mesquita. **O Brasil na década de 90: uma transição bem-sucedida?** IPEA. Rio de Janeiro, 2001. Texto para discussão nº 91.

PINHEIRO, A.; GIAMBIAGI, F.; GOSTKORZEWICZ, J.O desempenho macroeconômico do Brasil nos anos 90. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA M. (Org). **A economia brasileira nos anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, p. 11-41, 1999.

PROTTI, A. T. Alterações na composição setorial da indústria brasileira: uma análise empírica a partir dos dados das Contas Nacionais do IBGE (1990-2000). Campinas, dissertação de mestrado. Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, 2003.

RESENDE, André Lara. Estabilização e reforma: 1964-1967. In: ABREU, M. P. (Org). **A ordem do progresso, cem anos de política econômica**. Rio de Janeiro: Campus, p. 213-231, 1990.

ROCHA, Maria Helena M. **Inovação tecnológica e setores da indústria extrativa e de transformação mineral**. CETEM / MCT. Rio de Janeiro, 2001. Série estudos e documentos nº 49.

ROSSI, José Luiz; FERREIRA, Pedro C. **Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial**. IPEA. Rio de Janeiro, 1999. Texto para discussão nº 651.

ROWTHORN, Robert. **Unemployment, capital-labor substitution, and economic growth**. International Monetary Fund, working paper 99/43, 1999.

SABÓIA, J. L. M.; CARVALHO, P. G. M. **Produtividade na indústria brasileira - questões metodológicas e análise empírica**. IPEA. Rio de Janeiro, 1997. Texto para discussão nº 504.

SANDRONI, P. J. **Novíssimo Dicionário de Economia**. (a mais completa obra sobre o assunto já publicada no Brasil). 11ª ed. Best Seller. São Paulo, 2002.

SERRA, José. Ciclo e mudanças estruturais na economia brasileira do pós-guerra. In: BELLUZO e COUTINHO (Org). **Desenvolvimento capitalista no Brasil**: ensaios sobre a crise, v.1, p. 69-138, 1981.

SILVA FILHO, Tício N. T. **Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção**. Banco Central do Brasil, working paper 17, 2001.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n.1, p. 65-94, 1956.

SOLOW, R. M. Technical change and the aggregate production function. **Review of Economics and Statistics**, n. 39, p. 312-320, 1957.

TAVARES, J. M.; ATALIBA, F.; CASTELAR, I. Mensuração da produtividade total dos fatores para os estados brasileiros, sua contribuição ao crescimento do produto e influência da educação, 1986-1998. **Revista Econômica do Nordeste**. Banco do Nordeste: v. 32, n. especial, p. 633-653, 2001.

THE ELASTICITY OF SUBSTITUTION. Disponível em: <http://www.cepa.newschool.edu/het/>. Acesso em: 23 jul. 2005.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometrics analysis of cross section and panel data**. MIT Press, Cambridge, 2002.

YUHN, K. Economic growth, technical change bias and the elasticity of substitution: a test of the La Grandville hypothesis. **The Review of Economics and Statistics**, n. 73, 1991, p. 340-346.

ZELLNER, A. An efficient method for estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregate bias. **Journal of the American Statistical Association**, n.57, p. 348-368, 1962.

ANEXOS

ANEXO A - Composição dos painéis estudados a partir dos setores da Matriz de Insumo-Produto

painel	ordem	setores
Economia Brasileira	1	Agropecuária
	2	Extrativa Mineral
	3	Extração de Petróleo e Gás
	4	Minerais não metálicos
	5	Siderurgia
	6	Metalurgia não ferrosos
	7	Outros metalúrgicos
	8	Máquinas e Tratores
	9	Material Elétrico
	10	Equipamentos eletrônicos
	11	Automóveis, caminhões e ônibus
	12	Outros veículos e peças
	13	Madeira e Mobiliário
	14	Papel e gráfica
	15	Indústria da borracha
	16	Elementos químicos
	17	Refino do Petróleo
	18	Químico Diversos
	19	Farmacêutica e Perfumaria
	20	Artigos de plástico
	21	Indústria têxtil
	22	Artigos do vestuário
	23	Fabricação de calçados
	24	Indústria do café
	25	Beneficiamento de produtos vegetais
	26	Abate de animais
	27	Indústria de Laticínios
	28	Indústria do Açúcar
	29	Fabricação de óleos vegetais
	30	Outros produtos alimentares
	31	Indústrias diversas
	32	Serviços industriais e de utilidade pública
	33	Construção civil
	34	Comércio
	35	Transporte
	36	Comunicações
	37	Instituições financeiras
	38	Aluguel de imóveis
	39	Serviços prestados às famílias
	40	Serviços prestados às empresas

ANEXO A - Composição dos painéis estudados a partir dos setores da Matriz de Insumo-Produto

painel	ordem	setores
Indústria Extrativa	2	Extrativa Mineral
	3	Extração de Petróleo e Gás
Agronegócio	1	Agropecuária
	13	Madeira e Mobiliário
	14	Papel e Gráfica
	16	Elementos Químicos
	21	Indústria têxtil
	22	Artigos do vestuário
	23	Fabricação de calçados
	24	Indústria do café
	25	Beneficiamento de produtos vegetais
	26	Abate de animais
	27	Indústria de Laticínios
	28	Indústria do Açúcar
	29	Fabricação de óleos vegetais
	30	Outros produtos alimentares
Indústria de Transformação (exclusive os setores pertencentes ao Agronegócio)	4	Minerais não-metálicos
	5	Siderurgia
	6	Metalurgia não ferrosos
	7	Outros metalúrgicos
	8	Máquinas e Tratores
	9	Material Elétrico
	10	Equipamentos eletrônicos
	11	Automóveis, caminhões e ônibus
	12	Outros veículos e peças
	15	Indústria da Borracha
	17	Refino do Petróleo
	18	Químicos Diversos
	19	Farmacêutica e Perfumaria
	20	Artigos de Plástico
	31	Indústrias diversas
	32	Serviços industriais e de utilidade pública
	33	Construção civil
Serviços	34	Comércio
	35	Transporte
	36	Comunicações
	37	Instituições financeiras
	38	Aluguel de imóveis
	39	Serviços prestados às famílias
	40	Serviços prestados às empresas

Anexo B – Conceituação da elasticidade (grau de sensibilidade) do fator trabalho com relação ao fator capital

A elasticidade do fator trabalho pelo fator capital é representada por:

$$\varepsilon = \frac{\Delta L/L}{\Delta K/K} = \frac{\Delta L}{\Delta K} \cdot \frac{K}{L} \quad (36)$$

sendo que $\frac{\Delta L}{\Delta K} = \frac{1}{TST} = \frac{1}{\frac{PMgL}{PMgK}} = \frac{PMgK}{PMgL}$

Lembrando que a função de produção utilizada é $Y = AL^a K^b$, os produtos marginais são representados por $PMgL = aAL^{a-1}K^b$ e $PMgK = bAL^a K^{b-1}$, logo, a taxa marginal de substituição técnica é $TMST = \frac{PMgK}{PMgL} = \frac{aAL^a K^{b-1}}{bAL^{a-1}K^b} = \frac{aL}{bK}$. Substituindo na equação da elasticidade, tem-se:

$$\varepsilon_{LK} = \frac{aL}{bK} \cdot \frac{K}{L}$$

Desta forma, a elasticidade de trabalho por capital é medida por:

$$\varepsilon_{LK} = \frac{a}{b} \quad (37)$$

Anexo C – Descrição dos dados

a) Economia Brasileira

período	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
lvp				
1990-2003	3,310097	0,8136747	1,843374	5,145021
1990-1994	3,180005	0,7998915	1,843374	5,123694
1995-2003	3,38237	0,8133711	1,942069	5,145021
lpo				
1990-2003	-1,14892	1,501171	-3,69289	2,776251
1990-1994	-1,07416	1,43678	-3,32981	2,776251
1995-2003	-1,19046	1,536169	-3,69289	2,718858
leob				
1990-2003	1,777218	1,141309	-0,34302	4,841757
1990-1994	1,747358	1,083346	-0,0855	4,646413
1995-2003	1,793807	1,173422	-0,34302	4,841757

Fonte: calculados pela autora a partir dos dados da pesquisa

b) Indústria Extrativa

período	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
lvp				
1990-2003	2,64601	0,5931344	1,843374	3,759367
1990-1994	2,453615	0,5257095	1,843374	3,065945
1995-2003	2,752896	0,6152805	2,039353	3,759367
lpo				
1990-2003	-2,35753	0,9473133	-3,69289	-1,19865
1990-1994	-2,25576	1,049621	-3,32981	-1,19865
1995-2003	-2,41407	0,9124442	-3,69289	-1,40446
leob				
1990-2003	1,57176	0,9199296	0,620821	3,114926
1990-1994	1,286058	0,6072567	0,620821	2,099854
1995-2003	1,730484	1,036417	0,644068	3,114926

Fonte: calculados pela autora a partir dos dados da pesquisa

c) Agronegócio

período	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
lvp				
1990-2003	3,038796	0,6921167	1,942069	5,145021
1990-1994	2,97105	0,6489069	2,130262	4,734533
1995-2003	3,076432	0,7147346	1,942069	5,145021
lpo				
1990-2003	-1,18777	1,511671	-3,3639	2,776251
1990-1994	-1,11014	1,506542	-2,97986	2,776251
1995-2003	-1,2309	1,518791	-3,3639	2,718858
leob				
1990-2003	1,225811	0,9882732	-0,34302	4,406889
1990-1994	1,254442	0,9246291	-0,0855	4,045851
1995-2003	1,209905	1,025176	-0,34302	4,406889

Fonte: calculado pela autora a partir dos dados da pesquisa

d) Indústria de Transformação

período	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
lvp				
1990-2003	3,237478	0,7227774	2,135973	5,123694
1990-1994	3,101493	0,7494972	2,135973	5,123694
1995-2003	3,313026	0,698583	2,209523	5,056986
lpo				
1990-2003	-1,618042	1,046774	-3,107782	1,431029
1990-1994	-1,483559	0,9896728	-2,750436	1,431029
1995-2003	-1,692755	1,073067	-3,107782	1,404944
leob				
1990-2003	1,69049	0,9308741	0,1584555	4,314674
1990-1994	1,654672	0,8529554	0,5117558	4,121061
1995-2003	1,710388	0,9736138	0,1584555	4,314674

Fonte: calculados pela autora a partir dos dados da pesquisa

e) Serviços

período	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
lvp				
1990-2003	4,2188	0,5957194	2,386458	5,034883
1990-1994	3,996129	0,695112	2,386458	4,767231
1995-2003	4,342505	0,4966972	3,00041	5,034883
lpo				
1990-2003	0,413384	1,426624	-1,795768	2,424449
1990-1994	0,3296598	1,37982	-1,664422	2,180248
1995-2003	0,4598975	1,460808	-1,795768	2,424449
leob				
1990-2003	3,149361	0,8020475	1,356645	4,841757
1990-1994	3,090086	0,8938324	1,356645	4,646413
1995-2003	3,182291	0,7518048	2,167392	4,841757

Fonte: calculado pela autora a partir dos dados da pesquisa

c) Indústria de Transformação

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	238
Group variable (i): setores	Number of groups	=	17
R-sq: within = 0.0682	Obs per group: min	=	14
between = 0.2553	avg	=	14.0
overall = 0.2253	max	=	14
	F(2, 219)	=	8.02
corr(u_i, Xb) = -0.7256	Prob > F	=	0.0004

lvp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% ConfInterval]	
lpo	-.2882671	.0726131	-3.97	0.000	-.4313771	.1451572
leob	-.0034857	.0540767	-0.06	0.949	-.110063	.1030916
_cons	2.776942	.1382953	20.08	0.000	2.504382	3.049502
sigma_u	.91634442					
sigma_e	.17707688					
rho	.96400153	(fraction of variance due to u_i)				

d) Serviços

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	98
Group variable (i): setores	Number of groups	=	7
R-sq: within = 0.5023	Obs per group: min	=	14
between = 0.5421	avg	=	14.0
overall = 0.5020	max	=	14
	F(2, 89)	=	44.91
corr(u_i, Xb) = -0.8206	Prob > F	=	0.0000

lvp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% ConfInterval]	
lpo	.656365	.1230394	5.33	0.000	.4118883	.9008416
leob	.4955192	.0707628	7.00	0.000	.3549149	.6361234
_cons	2.3869	.2223488	10.73	0.000	1.945098	2.828702
sigma_u	.70902095					
sigma_e	.19410328					
rho	.93027941	(fraction of variance due to u_i)				

II) Efeitos Fixos: Primeiro Período (1990-1994)

a) Economia Brasileira

Fixed-effects (within) regression
 Group variable (i): setores

Number of obs	=	200
Number of groups	=	40

R-sq: within = 0.0099
 between = 0.2939
 overall = 0.2900

Obs per group: min	=	5
avg	=	5.0
max	=	5

corr(u_i, Xb) = 0.3470

F(2,158)	=	0.79
Prob > F	=	0.4539

lv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lpo	.1399141	.1204233	1.16	0.247	-.097933 .3777611
leob	-.029143	.0571645	-0.51	0.611	-.1420482 .0837621
_cons	3.381219	.165097	20.48	0.000	3.055137 3.707301
sigma_u	.71943006				
sigma_e	.10132841				
rho	.98054845	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(39, 158) = 43.02 Prob > F 0.0000

b) Agronegócio

Fixed-effects (within) regression
 Group variable (i): setores

Number of obs	=	70
Number of groups	=	14

R-sq: within = 0.0375
 between = 0.6999
 overall = 0.6573

Obs per group: min	=	5
avg	=	5.0
max	=	5

corr(u_i, Xb) = -0.8651

F(2,54)	=	1.05
Prob > F	=	0.3567

lv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lpo	.0464918	.2716617	0.17	0.865	-.498157 .5911406
leob	-.1668591	.1152211	-1.45	0.153	-.3978634 .0641452
_cons	3.231978	.3440268	9.39	0.000	2.542246 3.92171
sigma_u	.75630926				
sigma_e	.10582006				
rho	.98079929	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(13, 54) = 30.14 Prob > F 0.0000

III) Segundo Período: 1995-2003

a) Economia Brasileira

Fixed-effects (within) regression
Group variable (i): setores

```
Number of obs      =      360
Number of groups   =       40
```

```
R-sq:  within = 0.0542
       between = 0.3723
       overall = 0.3605
```

```
Obs per group: min =      9
               avg =     9.0
               max =      9
```

$$\text{corr}(u_i, Xb) = -0.0754$$

F(2, 318)	=	9.11
Prob > F	=	0.0001

	lvp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% ConfInterval]	
	lpo	.352094	.0845942	4.16	0.000	.1856589	.518529
	leob	-.0077401	.0455077	-0.17	0.865	-.0972743	.0817941
	_cons	3.815407	.1455247	26.22	0.000	3.529094	4.10172
	sigma_u	.64147733					
	sigma_e	.16116594					
	rho	.94062541	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:		F(39, 318) =		34.32	Prob > F 0.0000		

b) Agronegócio

Fixed-effects (within) regression
Group variable (i): setores

```
Number of obs      =    126
Number of groups   =     14
```

```
R-sq:  within = 0.0426
       between = 0.7801
       overall = 0.7180
```

```
Obs per group: min =      9
               avg =     9.0
               max =      9
```

$$\text{corr}(u_i, Xb) = -0.9215$$

F(2,110)	=	2.45
Prob > F	=	0.0910

lvp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% ConfInterval]	
lpo	-.059749	.19024	-0.31	0.754	-.43676	.317262
leob	-.1439745	.0663496	-2.17	0.032	-.2754638	.0124853
_cons	3.177083	.2521814	12.60	0.000	2.677319	3.676847
sigma_u	.9275648					
sigma_e	.16007983					
rho	.97107732	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:		F(13, 110) =	40.72		Prob > F = 0.00	

Efeitos randômicos: Indústria Extrativa

I) Período Total (1990-2003)

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	28
Group variable (i): setores	Number of groups	=	2
R-sq: within = 0.3993	Obs per group: min =		14
between = 1.0000	avg =		14.0
overall = 0.9342	max =		14
Random effects u_i ~ Gaussian	Wald chi2(2)	=	354.90
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

lv	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% ConfInterval]
lpo	-.2916152	.0601561	-4.85	0.000	-.409519 .1737114
leob	.348305	.0619468	5.62	0.000	.2268915 .4697185
_cons	1.411066	.0844779	16.70	0.000	1.245492 1.57664
sigma_u	0				
sigma_e	.16127871				
rho	0	(fraction of variance due to u_i)			

II) Primeiro Período (1990-1994)

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	10
Group variable (i): setores	Number of groups	=	2
R-sq: within = 0.3810	Obs per group: min =		5
between = 1.0000	avg =		5.0
overall = 0.9852	max =		5
Random effects u_i ~ Gaussian	Wald chi2(2)	=	465.97
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

lv	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% ConfInterval]
lpo	-.5943052	.0697211	-8.52	0.000	-.730956 .4576543
leob	-.1801259	.1205104	-1.49	0.135	-.4163219 .0560701
_cons	1.344656	.0571621	23.52	0.000	1.23262 1.456692
sigma_u	0				
sigma_e	.0677093				
rho	0	(fraction of variance due to u_i)			

III) Segundo Período (1995-2003)

```

Random-effects GLS regression                Number of obs    =    18
Group variable (i): setores                 Number of groups   =     2

R-sq:  within = 0.0257                      Obs per group: min =     9
        between = 1.0000                      avg =    9.0
        overall = 0.9351                      max =     9

Random effects u_i ~ Gaussian               Wald chi2(2)       =   216.07
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2        =   0.0000

```

```

-----+-----
          lvp |          Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% ConfInterval]
-----+-----
          lpo |   -.2582908   .0907924    -2.84   0.004    -.4362406   .0803409
          leob |   .3648102   .0799321     4.56   0.000    .2081461   .5214743
          _cons |   1.498066   .1257593    11.91   0.000    1.251582   1.74455
-----+-----
          sigma_u |           0
          sigma_e |   .15483864
          rho    |           0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

ANEXO E - Testes de especificação do modelo: Testes de Hausman, Breusch e Pagan (1980) Baltagi e Li (1995) e Baltagi e LI conjunto (1991) para o período 1990-2003

teste	Hipótese H_0	resultado do LM	probabilidade de H_0
Economia brasileira			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 86,30$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 35,96	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 30,06	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 463,45	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 73,46	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 1366,80	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$
Indústria Extrativa			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 0,03$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,9841$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = -1,04	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,8502$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = -1,36	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,9136$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 0,35	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,5522$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 1,14	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,2866$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 2,21	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,3310$
Agronegócio			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = -1420, 45$	-
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 20,80	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 17,58	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 143,55	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 19,79	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 452,57	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$
Indústria de Transformação			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 886,93$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 18,58	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 14,34	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 196,72	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 57,23	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 402,35	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$

ANEXO E - Testes de especificação do modelo: Testes de Hausman, Breusch e Pagan (1980) Baltagi e Li (1995) e Baltagi e LI conjunto (1991) para o período 1990-2003

Serviços			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 12,18$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0023$
efeitos randômicos	$H_0 : \sigma_u = 0$	LM = 6,98	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_u = 0$	ALM = 3,94	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0 : \rho = 0$	LM = 77,85	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0 : \rho = 0$	ALM = 44,63	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0 : \sigma_u = 0 \text{ e } \rho = 0$	LM = 93,35	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$

Fonte: calculado pela autora a partir dos dados da pesquisa

ANEXO F - Testes de especificação do modelo: Testes de Hausman, Breusch e Pagan (1980) Baltagi e Li (1995) e Baltagi e LI conjunto (1991) para o período 1990-1994

teste	Hipótese H_0	resultado do LM	probabilidade de H_0
Economia brasileira			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 104,49$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 16,09	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 9,13	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 203,29	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 27,77	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 286,66	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$
Indústria Extrativa			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 2,03$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,3624$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = -1,12	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,8678$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = -0,99	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,8381$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 0,31	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,5780$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 0,04	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,8467$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 1,28	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,5264$
Agronegócio			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 33,83$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 8,59	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 5,14	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 53,25	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 5,78	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0162$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 79,62	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$
Indústria da Transformação			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 362,77$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 8,86	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 4,22	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 77,96	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 17,37	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 95,81	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$

ANEXO F - Testes de especificação do modelo: Testes de Hausman, Breusch e Pagan (1980) Baltagi e Li (1995) e Baltagi e LI conjunto (1991) para o período 1990-1994

serviços			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2(2) = 3,20$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,2023$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 5,91	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 4,00	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 19,79	$\text{Pr}> \chi^2(1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 0,84	$\text{Pr}> \chi^2(1) = 0,3594$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 35,85	$\text{Pr}> \chi^2(2) = 0,0000$

Fonte: calculado pela autora a partir dos dados da pesquisa

ANEXO G - Testes de especificação do modelo: Testes de Hausman, Breusch e Pagan (1980) Baltagi e Li (1995) e Baltagi e LI conjunto (1991) para o período 1995-2003

teste	Hipótese H_0	resultado do LM	probabilidade de H_0
Economia brasileira			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 94,44$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 25,98	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 20,15	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 303,65	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 34,47	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 709,51	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$
Indústria Extrativa			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 3,43$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,1802$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = -1,05	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,8538$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = -0,99	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,8397$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 0,14	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,7074$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 0,02	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,8910$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 1,13	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,5692$
Agronegócio			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 196,98$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 13,94	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 10,52	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 97,87	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 14,18	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0002$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 208,49	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$
Indústria de Transformação			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2 (2) = 33,83$	$\text{Prob}> \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0: \sigma_u = 0$	LM = 16,51	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
	$H_0: \sigma_u = 0$	ALM = 12,57	$\text{Pr}>N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0: \rho = 0$	LM = 132,77	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
	$H_0: \rho = 0$	ALM = 17,96	$\text{Pr}> \chi^2 (1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0: \sigma_u = 0$ e $\rho = 0$	LM = 290,68	$\text{Pr}> \chi^2 (2) = 0,0000$

ANEXO G - Testes de especificação do modelo: Testes de Hausman, Breusch e Pagan (1980) Baltagi e Li (1995) e Baltagi e LI conjunto (1991) para o período 1995-2003

serviços			
Hausman	H_0 : diferenças nos coef. não sistemáticas	$\chi^2(2) = 60,05$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
efeitos randômicos	$H_0 : \sigma_u = 0$	LM = 7,01	$\text{Pr} > N(0,1) = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_u = 0$	ALM = 3,92	$\text{Pr} > N(0,1) = 0,0000$
correlação serial	$H_0 : \rho = 0$	LM = 56,86	$\text{Pr} > \chi^2(1) = 0,0000$
	$H_0 : \rho = 0$	ALM = 23,08	$\text{Pr} > \chi^2(1) = 0,0000$
teste conjunto	$H_0 : \sigma_u = 0 \text{ e } \rho = 0$	LM = 72,19	$\text{Pr} > \chi^2(2) = 0,0000$

Fonte: calculado pela autora a partir dos dados da pesquisa

ANEXO H – Teste de heterocedasticidade e autocorrelação para dados em painel para o período total (1990-2003)

teste	hipótese H_0	resultado	probabilidade
Economia brasileira			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,39) = 81,794$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (40) = 3821,93$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Indústria Extrativa			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,1) = 8,259$	$\text{Prob} > F = 0,2132$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (2) = 3,65$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,1608$
Agronegócio			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,13) = 42,925$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (14) = 95,47$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Indústria de Transformação			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,16) = 93,809$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (17) = 724,50$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Serviços			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,6) = 323,843$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (7) = 656,14$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Breusch-Pagan para c.contemporânea	$H_0 : \text{não c.c}$	$\chi^2 (21) = 87,327$	$\text{Pr} = 0,0000$

Fonte: calculado pela autora a partir dos dados da pesquisa

ANEXO I – Teste de heterocedasticidade e autocorrelação para dados em painel para o primeiro período (1990-1994)

teste	hipótese H_0	resultado	probabilidade
Economia brasileira			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,39) = 16,808$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (40) = 4816,54$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Indústria Extrativa			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,1) = 1,058$	$\text{Prob} > F = 0,4910$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (2) = 16,88$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0002$
Agronegócio			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,13) = 3,300$	$\text{Prob} > F = 0,0924$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (14) = 417,87$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Indústria de Transformação			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,16) = 17,704$	$\text{Prob} > F = 0,0007$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (17) = 6316,78$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Serviços			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,6) = 25,398$	$\text{Prob} > F = 0,0024$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2 (7) = 129,25$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Breusch-Pagan para c.contemporânea*	$H_0 : \text{não c.c}$	-	-

Fonte: calculada pela autora a partir dos dados da pesquisa

* não possível de estimar devido a singularidade da matriz covariância, provavelmente devido à problemas de colinearidade das variáveis.

ANEXO J – Teste de heterocedasticidade e autocorrelação para dados em painel para o segundo período (1995-2003)

teste	hipótese H_0	resultado	probabilidade
Economia brasileira			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,39) = 51,402$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2(40) = 4865,31$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Indústria Extrativa			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,1) = 14,186$	$\text{Prob} > F = 0,1652$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2(2) = 104,16$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Agronegócio			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,13) = 40,720$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2(14) = 707,41$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Indústria de Transformação			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,16) = 62,657$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2(17) = 1962,81$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Serviços			
Wooldridge para autocorrelação	$H_0 : \text{não AR}(1)$	$F(1,6) = 1117,982$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_i^2$ para todo		
heterocedasticidade	i	$\chi^2(7) = 170,07$	$\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$
Breusch-Pagan para c.contemporânea*	$H_0 : \text{não c.c}$	-	-

Fonte: calculado pela autora a partir dos dados da pesquisa

* não possível de estimar devido a singularidade da matriz covariância, provavelmente devido à problemas de colinearidade das variáveis.

ANEXO K – Regressão Prais-Winsten para painéis heterocedásticos e erros-padrões corrigidos (painéis: Economia Brasileira, Agronegócio, Indústria de Transformação e Serviços, períodos: total, pré e pós-Real).

I) Período Total: 1990-2003

a) Economia Brasileira

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:	setores	Number of obs	=	560
Time variable:	anos	Number of groups	=	40
Panels:	heteroskedastic (balanced)	Obs per group: min	=	14
Autocorrelation:	common AR(1)	avg	=	14
		max	=	14
Estimated covariances	=	40	R-squared	= 0.8171
Estimated autocorrelations	=	1	Wald chi2(2)	= 328.23
Estimated coefficients	=	3	Prob > chi2	= 0.0000

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
	lpo	.2137457	.0265138	8.06	0.000	.1617796	.2657117
	leob	.2652825	.0302668	8.76	0.000	.2059606	.3246044
	_cons	3.109742	.0795796	39.08	0.000	2.953768	3.265715
	rho	.9061623					

b) Agronegócio

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:	setores	Number of obs	=	196
Time variable:	anos	Number of groups	=	14
Panels:	heteroskedastic (balanced)	Obs per group: min	=	14
Autocorrelation:	common AR(1)	avg	=	14
		max	=	14
Estimated covariances	=	14	R-squared	= 0.7885
Estimated autocorrelations	=	1	Wald chi2(2)	= 76.57
Estimated coefficients	=	3	Prob > chi2	= 0.0000

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
	lpo	.2146616	.047085	4.56	0.000	.1223768	.3069464
	leob	.1801285	.0523153	3.44	0.001	.0775924	.2826647
	_cons	3.118952	.1218385	25.60	0.000	2.880153	3.357751
	rho	.8926236					

c) Indústria de Transformação

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable: setores Number of obs = 238
 Time variable: anos Number of groups = 17
 Panels: heteroskedastic (balanced) Obs per group: min = 14
 Autocorrelation: common AR(1) avg = 14
 max = 14
 Estimated covariances = 17 R-squared = 0.8441
 Estimated autocorrelations = 1 Wald chi2(2) = 163.27
 Estimated coefficients = 3 Prob > chi2 = 0.0000

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
lpo		.1790705	.0465318	3.85	0.000	.0878698	.2702711
leob		.3491093	.0500972	6.97	0.000	.2509206	.447298
_cons		2.96489	.140519	21.10	0.000	2.689478	3.240302
rho		.8940306					

d) Serviços

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable: setores Number of obs = 98
 Time variable: anos Number of groups = 7
 Panels: heteroskedastic (balanced) Obs per group: min = 14
 Autocorrelation: common AR(1) avg = 14
 max = 14
 Estimated covariances = 7 R-squared = 0.9215
 Estimated autocorrelations = 1 Wald chi2(2) = 63.12
 Estimated coefficients = 3 Prob > chi2 = 0.0000

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
lpo		.2216781	.0382808	5.79	0.000	.1466492	.2967071
leob		.4176405	.0575037	7.26	0.000	.3049353	.5303457
_cons		2.815004	.2102218	13.39	0.000	2.402977	3.227031
rho		.8433231					

II) Primeiro Período: 1990-1994

a) Economia Brasileira

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:	setores	Number of obs	=	200
Time variable:	anos	Number of groups	=	40
Panels:	heteroskedastic (balanced)	Obs per group: min	=	5
Autocorrelation:	common AR(1)	avg	=	5
		max	=	5
Estimated covariances	=	40	R-squared	= 0.9296
Estimated autocorrelations	=	1	Wald chi2(2)	= 964.33
Estimated coefficients	=	3	Prob > chi2	= 0.0000

		Het-corrected					
		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% ConfInterval]	
	lpo	.1046112	.0226118	4.63	0.000	.0602928	.1489296
	leob	.5433327	.0321882	16.88	0.000	.480245	.6064203
	_cons	2.361878	.0821096	28.76	0.000	2.200946	2.52281
	rho	.7247429					

b) Agronegócio

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:	setores	Number of obs	=	70
Time variable:	anos	Number of groups	=	14
Panels:	heteroskedastic (balanced)	Obs per group: min	=	5
Autocorrelation:	common AR(1)	avg	=	5
		max	=	5
Estimated covariances	=	14	R-squared	= 0.9168
Estimated autocorrelations	=	1	Wald chi2(2)	= 541.52
Estimated coefficients	=	3	Prob > chi2	= 0.0000

		Het-corrected					
		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% ConfInterval]	
	lpo	.0712066	.0403923	1.76	0.078	-.0079609	.1503741
	leob	.5101723	.0673027	7.58	0.000	.3782614	.6420833
	_cons	2.428276	.1378257	17.62	0.000	2.158143	2.69841
	rho	.5982207					

c) Indústria de Transformação

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable: setores Number of obs = 85
 Time variable: anos Number of groups = 17
 Panels: heteroskedastic (balanced) Obs per group: min = 5
 Autocorrelation: common AR(1) avg = 5
 max = 5

Estimated covariances = 17 R-squared = 0.9237
 Estimated autocorrelations = 1 Wald chi2(2) = 401.09
 Estimated coefficients = 3 Prob > chi2 = 0.0000

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
lpo		.1044419	.0555812	1.88	0.060	-.0044953	.2133791
leob		.6491702	.0710495	9.14	0.000	.5099157	.7884248
_cons		2.197748	.1893447	11.61	0.000	1.826639	2.568857
rho		.725247					

d) Serviços

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable: setores Number of obs = 35
 Time variable: anos Number of groups = 7
 Panels: heteroskedastic (balanced) Obs per group: min = 5
 Autocorrelation: common AR(1) avg = 5
 max = 5

Estimated covariances = 7 R-squared = 0.9726
 Estimated autocorrelations = 1 Wald chi2(2) = 285.94
 Estimated coefficients = 3 Prob > chi2 = 0.0000

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
lpo		.205104	.0215906	9.50	0.000	.1627873	.2474207
leob		.6660257	.0396023	16.82	0.000	.5884067	.7436447
_cons		1.873709	.1460747	12.83	0.000	1.587408	2.160011
rho		.540759					

II) Segundo Período: 1995-2003

a) Economia Brasileira

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:	setores	Number of obs	=	360
Time variable:	anos	Number of groups	=	40
Panels:	heteroskedastic (balanced)	Obs per group: min	=	9
Autocorrelation:	common AR(1)	avg	=	9
		max	=	9
Estimated covariances	=	40	R-squared	= 0.8653
Estimated autocorrelations	=	1	Wald chi2(2)	= 290.40
Estimated coefficients	=	3	Prob > chi2	= 0.0000

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
	lpo	.1904845	.0307385	6.20	0.000	.1302382	.2507307
	leob	.3159792	.0367527	8.60	0.000	.2439452	.3880131
	_cons	3.03641	.0993138	30.57	0.000	2.841759	3.231062
	rho	.9029188					

b) Agronegócio

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:	setores	Number of obs	=	126
Time variable:	anos	Number of groups	=	14
Panels:	heteroskedastic (balanced)	Obs per group: min	=	9
Autocorrelation:	common AR(1)	avg	=	9
		max	=	9
Estimated covariances	=	14	R-squared	= 0.8352
Estimated autocorrelations	=	1	Wald chi2(2)	= 77.58
Estimated coefficients	=	3	Prob > chi2	= 0.0000

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
	lpo	.1940676	.0520511	3.73	0.000	.0920492	.2960859
	leob	.2384587	.0633153	3.77	0.000	.1143631	.3625543
	_cons	3.039535	.1483632	20.49	0.000	2.748748	3.330321
	rho	.87647					

ANEXO L – Regressão Linear com erros-padrões corrigidos para Indústria Extrativa (período total) e Regressão Linear com erros-padrões corrigidos para painéis heterocedásticos (primeiro e segundo período)

I) Período Total: 1990-2003

Linear regression, correlated panels corrected standard errors (PCSEs)

Group variable:	setores	Number of obs	=	28
Time variable:	anos	Number of groups	=	2
Panels:	correlated (balanced)	Obs per group: min	=	14
Autocorrelation:	no autocorrelation	avg	=	14
		max	=	14
Estimated covariances	=	3	R-squared	= 0.9342
Estimated autocorrelations	=	0	Wald chi2(2)	= 484.35
Estimated coefficients	=	3	Prob > chi2	= 0.0000

		Panel-corrected				
		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% ConfInterval]
lpo		-.2916152	.0622306	-4.69	0.000	-.413585 .1696454
leob		.348305	.0656908	5.30	0.000	.2195533 .4770567
_cons		1.411066	.0687922	20.51	0.000	1.276236 1.545896

II) Primeiro Período: 1990-1994

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

Group variable:	setores	Number of obs	=	10
Time variable:	anos	Number of groups	=	2
Panels:	heteroskedastic (balanced)	Obs per group: min	=	5
Autocorrelation:	no autocorrelation	avg	=	5
		max	=	5
Estimated covariances	=	2	R-squared	= 0.9852
Estimated autocorrelations	=	0	Wald chi2(2)	= 674.75
Estimated coefficients	=	3	Prob > chi2	= 0.0000

		Het-corrected				
		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% ConfInterval]
lpo		-.5943052	.0423629	-14.03	0.000	-.677335 .5112753
leob		-.1801259	.070333	-2.56	0.010	-.317976 .0422758
_cons		1.344656	.0568827	23.64	0.000	1.233168 1.456144

III) Segundo Período: 1995-2003

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

```

Group variable:  setores                Number of obs   =    18
Time variable:  anos                   Number of groups =     2
Panels:         heteroskedastic (balanced)  Obs per group: min =     9
Autocorrelation: no autocorrelation          avg =     9
                                                max =     9
Estimated covariances =      2          R-squared       = 0.9351
Estimated autocorrelations =      0      Wald chi2(2)     = 259.17
Estimated coefficients =      3          Prob > chi2      = 0.0000

```

		Het-corrected				[95% ConfInterval]	
		Coef.	Std. Err.	z	P> z		
lpo		-.2582908	.0979568	-2.64	0.008	-.4502825	.066299
leob		.3648102	.085651	4.26	0.000	.1969373	.5326831
_cons		1.498066	.1132322	13.23	0.000	1.276135	1.7199

Anexo M – Regressões simples para setores que compõem a Indústria Extrativa

I – Extração mineral

```
. reg lvp lpo leob
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 14		
Model	.126947841	2	.06347392	F(2, 11)	=	6.13
Residual	.113934651	11	.010357696	Prob > F	=	0.0163
				R-squared	=	0.5270
				Adj R-squared	=	0.4410
Total	.240882492	13	.018529422	Root MSE	=	.10177

lvp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% ConfInterval]	
lpo	-.5397879	.1700397	-3.17	0.009	-.9140428	.165533
leob	-.315478	.2658641	-1.19	0.260	-.900641	.269685
_cons	1.544605	.3318247	4.65	0.001	.8142638	2.274946

II – Petróleo e gás

```
. reg lvp lpo leob
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 14		
Model	.388455681	2	.19422784	F(2, 11)	=	5.21
Residual	.410283461	11	.037298496	Prob > F	=	0.0256
				R-squared	=	0.4863
				Adj R-squared	=	0.3929
Total	.798739142	13	.061441472	Root MSE	=	.19313

lvp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% ConfInterval]	
lpo	-.2419336	.1997773	-1.21	0.251	-.6816404	.1977732
leob	.370529	.1152727	3.21	0.008	.1168155	.6242426
_cons	1.518651	.8166613	1.86	0.090	-.2788085	3.31611

