

A LEI KALDOR-VERDOORN NA ECONOMIA BRASILEIRA

PATRICK WÖHRLE GUIMARÃES

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada.

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Maio - 2002

A LEI KALDOR-VERDOORN NA ECONOMIA BRASILEIRA

PATRICK WÖHRLE GUIMARÃES

Administrador de Empresas

Orientador: **Prof^ª Dr^ª MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada.

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Maio - 2002

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Guimarães, Patrick Wöhrle

A lei Kaldor-Verdoorn na economia brasileira / Patrick Wöhrle
Guimarães. -- Patrick Wöhrle Guimarães. -- Piracicaba, 2002.
113 p.

Dissertação (mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de
Queiroz, 2002.
Bibliografia.

1. Economia agrícola-Brasil 2. Lei de Kaldor-Verdoorn I. Título

CDD 338.1

“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”

*Dedico a minha mãe Selma e a minha avó
Nieves que sempre souberam me incentivar no
estudo pelo Brasil.*

AGRADECIMENTOS

Em revistas especializadas de música existe uma célebre frase que diz: "que às vezes menos é mais". Apreciadores de economia geralmente não são músicos, mas tal afirmação sintetiza os caminhos daqueles que fazem a diferença.

Ao longo da vida acadêmica trilha-se um longo caminho que envolve: frustração, vaidade, sensação de falha do sistema educacional da pós-graduação no Brasil, admiração, respeito, conhecimento, desafio, etc. Isso acaba fazendo com que se aprenda lições tanto dentro de sala de aula como fora da mesma. No Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP pude comprovar isso *in loco*.

Nesse caminho, a contribuição da minha orientadora foi fundamental nesse processo. Por um longo tempo, alguns pós-graduandos não vislumbram sentido na palavra Orientador; em meu caso específico, quando à professora Dra. Mirían Rumenos Piedade Bacchi, parecia acreditar mais no meu trabalho do que eu mesmo, sacrificava parte das horas de lazer e feriados lapidando a dissertação ou através de incentivos mostrava que as etapas vencidas não foram tão ruins assim; contagiado por seu otimismo e positivismo aprendi de forma prática o significado da palavra Orientador.

Ao Departamento de Economia, Administração e Sociologia, e à colaboração dos professores: Heloisa Lee Burnquist e a pesquisadora Sílvia Helena Galvão de Miranda. Suas participações e sugestões em etapas anteriores à finalização desta pesquisa possibilitaram o alcance dos objetivos iniciais estabelecidos. Ao professor Alexandre Lahoz Mendonça de Barros, uma referência especial à sua: simplicidade, amplitude de conhecimento e postura como pessoa.

Ao Prof. Paulo Fernando Cidade de Araújo que ao longo de 1999 no curso de Política Agrícola mostrou que a matemática é só uma ferramenta e que a vida acadêmica traz experiência propiciando o aprendizado dos conceitos de Economia Agrícola.

Aos funcionários do LES, em especial a Sra. Maria Aparecida Maielli Travalini, pela atenção e boa vontade durante todo o Curso de Mestrado. Aos bibliotecários Ligiana Clemente do Carmo e Álvaro Sobreiro Filho – por zelarem por um dos lugares mais importantes do departamento.

Aos meus colegas do CPG-EA na ESALQ, principalmente aos amigos: Clayton (Goaino), Dilson, Cinthia, Rogério, Fábio Anastacio e Alexandre “Conchas” (fundador do Albergue do Conchas e do "Muquifinho").

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE FIGURAS.....	viii
LISTA DE TABELAS.....	xi
LISTA DE QUADROS.....	xvi
RESUMO.....	xvii
SUMMARY.....	xix
1 INTRODUÇÃO.....	1
1.1 Objetivos da pesquisa.....	3
2 FUNDAMENTOS TEÓRICOS.....	4
2.1 Lei de Kaldor-Verdoorn.....	4
2.1.1 Paradoxo estático-dinâmico.....	15
2.2 Produtividade.....	17
2.3 Competitividade.....	26
3 METODOLOGIA.....	31
3.1 Procedimentos econométricos.....	31
3.1.1 Raiz unitária.....	32
3.1.2 Co-integração e modelo correção de erro (MCE).....	39
3.1.3 Causalidade.....	45
3.1.4 VAR (modelo auto-regressivo vetorial) e VAR estrutural.....	48
3.2 Definição das variáveis e fonte de dados.....	52
3.2.1 Produção.....	52
3.2.2 Emprego.....	53
3.2.3 Produtividade parcial do trabalho.....	54

3.2.4 Fonte de dados	55
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	60
4.1 Testes de raiz unitária.....	60
4.2 Co-integração e mecanismo de correção de erro (MCE).....	66
4.3 Causalidade.....	74
4.4 Modelo de auto-regressão vetorial (VAR).....	77
5 CONCLUSÕES.....	99
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	101
APÊNDICES.....	108

LISTA DE FIGURAS

	Página
1 Evolução dos índices de produtividade parcial do trabalho (PPT), emprego (MO) e valor total da produção (VT) no setor agrícola, para o período de 1975-1995.....	56
2 Trajetórias temporais das séries produtividade parcial do trabalho (LPPT), emprego (LMO) e valor total da produção (LVT), no setor agrícola para o período de 1975-1995.....	57
3 Trajetórias temporais das diferenças dos logaritmos das séries produtividade parcial do trabalho (LPPT), emprego (LMO) e valor total da produção (LVT), no setor agrícola para o período de 1975-1995.....	57
4 Evolução dos índices de produtividade parcial do trabalho (PPTind), emprego (MOind) e valor total da produção (VTind) para a indústria de transformação, no período de 1970-1997.....	58
5 Trajetórias temporais dos logaritmos das séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind), emprego (LMOind) e valor total da produção (LVTind) para a indústria de transformação, no período de 1970-1997.....	59

6	Trajétórias temporais das diferenças dos logaritmos das séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind), emprego (LMOind) e valor total da produção (LVTind) para a indústria de transformação, no período de 1970-1997.....	59
7	Resposta do choque na variável valor total da produção (DLVT) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT), referente ao setor agrícola.....	84
8	Resposta do choque na variável produtividade parcial do trabalho (DLPPT) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT), referente ao setor agrícola.....	84
9	Resposta do choque na variável valor total da produção (DLVT) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referente ao setor agrícola.....	86
10	Resposta do choque na variável emprego (DLMO) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referente ao setor agrícola.....	86
11	Resposta do choque na variável valor total da produção (DLVTind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), referente à indústria de transformação.....	94

- 12 Resposta do choque na variável produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), referente à indústria de transformação..... 94
- 13 Resposta do choque na variável valor total da produção (DLVTind) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind), referente à indústria de transformação..... 96
- 14 Resposta do choque na variável emprego (DLMOind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind), referente à indústria de transformação..... 96

LISTA DE TABELAS

	Página
1 Resultados dos critérios de AIC para as séries valor total da produção (LVT), emprego (LMO) e produtividade parcial do trabalho (LPPT), para a agricultura.....	61
2 Resultados dos critérios de SC para as séries valor total da produção (LVT), emprego (LMO) e produtividade parcial do trabalho (LPPT), para a agricultura.....	61
3 Resultados da identificação dos elementos deterministas e testes de raiz unitária para as séries valor total da produção (LVT), produtividade parcial do trabalho (LPPT) e emprego (LMO), tomadas em nível e se referindo ao setor agrícola.....	62
4 Resultados dos testes de raiz unitária para as séries valor total da produção (LVT), produtividade parcial do trabalho (LPPT) e emprego (LMO), na primeira diferença e referente ao setor agrícola.....	63
5 Resultados dos critérios de AIC para as séries valor total da produção (LVTind), emprego (LMOind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind), para a indústria de transformação.....	64

6	Resultados dos critérios de SC para as séries valor total da produção (LVTind), emprego (LMOind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind), para a indústria de transformação.....	64
7	Resultados da identificação dos elementos deterministas e testes de raiz unitária para as séries valor total da produção (LVTind), produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e emprego (LMOind), tomadas em nível e se referindo à indústria de transformação.....	65
8	Resultados dos testes de raiz unitária para as séries valor total da produção (LVTind), emprego (LMOind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind), na primeira diferença e referente à indústria de transformação.....	66
9	Resultados da estimativa da relação de longo prazo entre as séries de valor total da produção (LVT) e produtividade parcial do trabalho (LPPT), para o setor agrícola.....	67
10	Resultados dos testes de co-integração das séries produtividade parcial do trabalho (LPPT) e valor total da produção (LVT), para o setor agrícola.....	68
11	Resultados da estimativa da relação de longo prazo entre as séries de valor total da produção (LVT) e emprego (LMO), em relação ao setor agrícola.....	69
12	Resultados dos testes de co-integração das séries emprego (LMO) e valor total da produção (LVT), para o setor agrícola.....	70
13	Resultados da estimativa da relação de longo prazo entre as séries de valor total da produção (LVTind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind), referente à indústria de transformação.....	71

14	Resultados dos testes de co-integração das séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e valor total da produção (LVTind), referente à indústria de transformação.....	72
15	Resultados da estimativa da relação de longo prazo entre as séries de valor total da produção (LVTind) e emprego (LMOind), referente à indústria de transformação.....	73
16	Resultados dos testes de co-integração das séries emprego (LMOind) e valor total da produção (LVTind), referente à indústria de transformação.....	74
17	Resultados dos testes de causalidade de Granger para as séries produtividade parcial do trabalho (LPPT) e valor total da produção (LVT), tomadas na primeira diferença.....	75
18	Resultados dos testes de causalidade de Granger para as séries emprego (LMO) e valor total da produção (LVT), tomadas na primeira diferença.....	76
19	Resultados dos testes de causalidade de Granger para as séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e valor total da produção (LVTind), referente à indústria de transformação.....	76
20	Resultados dos testes de causalidade de Granger para as séries emprego (LMOind) e valor total da produção (LVTind), referente à indústria de transformação.....	77

21	Estimativa da Matriz \mathbf{B}_0 do modelo considerando as variáveis em diferença valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT) – modelo de correção de erro, referente ao setor agrícola.....	79
22	Estimativa da Matriz \mathbf{B}_0 do modelo considerando as variáveis em diferença valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO) – modelo de correção de erro, referente ao setor agrícola.....	79
23	Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, valor total da produção (DLVT) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT), referente ao setor agrícola.....	81
24	Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, produtividade parcial do trabalho (DLPPT) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT), referente ao setor agrícola.....	82
25	Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, valor total da produção (DLVT) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referente ao setor agrícola.....	82
26	Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, emprego (DLMO) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referente ao setor agrícola.....	83

27	Estimativa da Matriz \mathbf{B}_0 do modelo considerando as variáveis em diferença valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) – modelo de correção de erro, referente à indústria de transformação.....	88
28	Estimativa da Matriz \mathbf{B}_0 do modelo considerando as variáveis em diferença valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind) – modelo de correção de erro, referente à indústria de transformação.....	89
29	Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, valor total da produção (DLVTind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), referente à indústria de transformação.....	90
30	Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), referente à indústria de transformação.....	91
31	Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, valor total da produção (DLVTind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind), referente à indústria de transformação.....	92
32	Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, emprego (DLMOind) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind), referente à indústria de transformação.....	93

LISTA DE QUADROS

	Página
1 Testes de Dickey-Fuller.....	39

LEI KALDOR-VERDOORN NA ECONOMIA BRASILEIRA

Autor: PATRICK WÖHRLE GUIMARÃES

Orientador: Prof^a Dr^a MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI

RESUMO

Nesse trabalho busca-se testar a proposição teórica intitulada lei de Kaldor-Verdoorn, mostrando a sua relevância para a determinação do grau de dinamismo dos setores da economia de um país ou região. Testes empíricos da referida proposição teórica são realizados para a economia brasileira usando dados da indústria de transformação do período de 1970 a 1997 e da agricultura no período de 1975 a 1995. O presente estudo analisa a relação existente entre produção, economia de escala e produtividade nesses setores. Estudos que tratam da oferta de fatores, conquista de novos mercados, *learning by doing*, divisão do trabalho e progresso técnico promovido pela expansão da demanda fornecem as bases que fundamentam a hipótese traduzida na lei de Kaldor-Verdoorn de que o aumento da produção, induzido pelo aumento da demanda ou pela oferta não-limitada de fatores, leva à economia de escala e tem como consequência a elevação da produtividade do trabalho. Na literatura sobre a referida lei existe controvérsia sobre a forma de especificar modelos que permitam avaliar o relacionamento entre produção e produtividade dos fatores. Os maiores debates sobre o assunto versam sobre as pressuposições implícitas nas diferentes especificações propostas, com foco especial na definição de endogeneidade ou exogeneidade das variáveis. Visando contornar tais controvérsias, utiliza-se, no presente estudo, a metodologia de Auto-regressão Vetorial (VAR) com o sentido da dependência das

variáveis definido pela lei de Kaldor-Verdoorn. Duas especificações foram testadas, tanto no caso da indústria como no caso da agricultura, visando uma maior robustez dos resultados. A primeira especificação trata do relacionamento entre valor total da produção e produtividade do trabalho, considerando o efeito da primeira variável sobre a última. A segunda especificação trata da relação entre valor total da produção e emprego, também nesse caso considerando o efeito da primeira variável sobre a última. Os resultados obtidos para a indústria brasileira são consistentes com a existência de retornos crescentes de escala, no que diz respeito ao fator trabalho. Tal resultado permite associar certo dinamismo ao setor, mas não tão acentuado como o encontrado em outros países. No caso da agricultura, a relação encontrada mostrou-se sobreestimada, provavelmente devido às mudanças significativas na composição das atividades prevaletentes no contexto nacional. Mesmo com tal ressalva, conclui-se pela existência de economias de escala em relação a esse setor.

KALDOR-VERDOORN'S LAW IN BRAZILIAN ECONOMY

Author: PATRICK WÖHRLE GUIMARÃES

Adviser: Prof^a Dr^a MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI

SUMMARY

The purpose of this work was to test the theoretical proposition so-called Kaldor-Verdoorn's Law, and to show its relevance for the determination of the degree of dynamism of economic sectors of a country. Empirical tests of such theoretical model are performed for the Brazilian economy, using industry data taken from the period 1970-1997 and agriculture data from the period 1975-1995. It was analyzed the relationship between production, economy of scale and labor's productivity, both for industry and agriculture. Studies related to factor's supply, the conquest of new markets, learning by doing, the division of labour and the role of demand in promoting technical progress, provide the bases for the hypothesis of Kaldor-Verdoorn's Law. The hypothesis is that the production rising, induced by increasing demand or by unconstrained of factors, lead to economies of scale and, as consequence, to labor productivity improvement. The literature regarding the mentioned law presents some controversy about model specification that can allow the evaluation of the relationship between production and factor's productivity. The main discussions are related to the implicit presuppositions of the different proposed model specifications, more specifically regarding to the definition of endogenous and exogenous variables. In order to avoid these controversies, it is applied the Vector Autoregression model (VAR) using

the dependence way between variables the one defined by the Kardor-Verdoorn's Law. Two model specifications were tested, both for the industry and agriculture data. The first specification deals with the relationship between total production value (output) and labor productivity, considering the effect of the first variable on the last one. The second specification deals with the relationship between the total production value (output) and employment, also considering, in this case, the effect of the first variable on the last one. The results obtained for the Brazilian's industry are consistent with the existence of increasing returns for scale regarding labor factor. Such results allow attribute some dynamism for the sector, but not so marked as in other countries. In the case of agriculture the relationship showed to be overestimated, possibly due to the significant changes on the Brazilian agriculture activity composition. In despite of this, one can conclude that there are economies of scale in this sector.

1 INTRODUÇÃO

A economia brasileira parece ter ingressado, nos últimos anos, em nova fase de desenvolvimento produtivo. A característica principal dessa etapa está nos enormes ganhos de eficiência na produção agregada, decorrentes do aumento da quantidade produzida por unidade de insumos utilizados. Tal fato pode ser expresso pelos indicadores de produtividade parcial e, principalmente, dentre esses, pelos da produtividade da mão-de-obra (Bonelli, 1998). Segundo este autor, pode-se até mesmo atribuir ao aumento da produtividade da mão-de-obra a responsabilidade principal pelos ganhos de eficiência identificados.

Simonsen et al. (1989) comentando sobre a limitação de certos procedimentos analíticos em relação aos problemas de crescimento, sinalizam que existe uma gama de metodologias macroeconômicas que olham a floresta sem tentar identificar cada árvore e, obviamente, não se prestam à discussão de muitos problemas de crescimento. Uma forma de contornar as limitações de tais procedimentos, segundo a literatura econômica, consiste em estabelecer estudos que possuam estreita relação com a teoria do crescimento e também com tópicos como produtividade e competitividade.

Entre os estudos econômicos que estão diretamente relacionados aos tópicos listados, pode-se citar a lei de Kaldor-Verdoorn. O artigo publicado por Verdoorn (1951) e complementado por Kaldor (1957 e 1975), estabeleceu uma relação de dependência entre o crescimento da produtividade do trabalho e o crescimento do produto. Na literatura tal relação assumiu o *status* de lei e, numa série de trabalhos macroeconômicos, passou a ser utilizada como hipótese. Ainda assim, a produção acadêmica brasileira nessa área tem sido escassa e embora alguns estudos façam alusão à lei de Kaldor-Verdoorn, poucos são os trabalhos feitos em relação à economia brasileira.

Bonelli (1998) afirma que, de maneira geral, no “longuíssimo prazo”, a lei de Verdoorn, que associa crescimento da produção e da produtividade do trabalho, deveria ser válida para a indústria brasileira. No Brasil, existem algumas referências da lei de Kaldor-Verdoorn, podendo-se citar a de Marinho et al. (2000) para a indústria de transformação. Mas ao contrário da literatura estrangeira, a análise não é estendida para outros setores, tal como a agricultura, por exemplo. Por isso não há uma visão clara, tanto do ponto de vista teórico quanto do empírico, se a lei de Kaldor-Verdoorn aplica-se a esse setor.

Diante dos fatores listados, utilizar uma metodologia que permita entender o desenvolvimento da economia doméstica e o aumento de eficiência na produção agregada através do aumento da produtividade parcial do trabalho parece ser uma contribuição relevante em termos de análise econômica para o contexto brasileiro.

Com tal visão, este trabalho divide-se em quatro capítulos. No primeiro capítulo apresenta-se a formulação teórica da lei de Kaldor-Verdoorn e dois itens que fornecem subsídios para uma melhor compreensão da mesma. No segundo capítulo apresentam-se os procedimentos econométricos utilizados e também é feita uma exposição da forma como as variáveis centrais do estudo são mensuradas. O terceiro capítulo apresenta os resultados obtidos. A partir dos resultados desse capítulo, o trabalho é finalizado com as conclusões da pesquisa e são estabelecidas as limitações do estudo.

1.1 Objetivos da pesquisa

O objetivo geral do presente estudo é aprofundar a discussão a respeito da chamada lei de Kaldor-Verdoorn e apresentar evidências empíricas de sua ocorrência para alguns setores da economia brasileira. Especificamente, pretende-se testar de maneira empírica a validade da lei de Kaldor-Verdoorn para a agricultura brasileira. Como existe uma escassez de trabalhos para comparação dos resultados, a referida proposição teórica também será testada na indústria de transformação.

2 FUNDAMENTOS TEÓRICOS

Os tópicos abordados nesse capítulo estão diretamente relacionados ao tema principal do trabalho: lei de Kaldor-Verdoorn. Inicialmente, apresenta-se a proposição teórica central do trabalho bem como a definição das estimações a serem realizadas (item 2.1). Posteriormente, algumas considerações sobre o tema produtividade são expostas para descrever o cenário da economia brasileira (item 2.2). Finalizando o capítulo, apresenta-se uma discussão mais detalhada sobre o conceito de competitividade (item 2.3).

2.1 Lei de Kaldor-Verdoorn

As considerações iniciais acerca da lei de Kaldor-Verdoorn foram desenvolvidas por Verdoorn (1951). A elevação de uma relação empírica ao status de lei decorre do fato de terem sido estabelecidos os fundamentos teóricos que associavam o crescimento da produção ao da produtividade do trabalho. Tal relação foi representada pela seguinte equação:

$$p_i = a + b.q_i \tag{2.1}$$

onde:

$b > 0$;

p_i = taxa de crescimento da produtividade do trabalho;

q_i = taxa de crescimento da produção.

Kaldor (1966) fez uso da equação (2.1) para poder testar a hipótese de retornos crescentes de escala no setor industrial. No entanto, devido à correlação entre p e q , Kaldor (1975) estabeleceu que uma equação alternativa seria preferida para propósitos de estimação, podendo ser representada por:

$$e_i = c + d \cdot q_i \quad (2.2)$$

onde:

$0 < d < 1$;

q_i = taxa de crescimento da produção no setor industrial da economia i ;

e_i = taxa de crescimento do emprego no setor industrial da economia i .

Desde que:

$$p_i = q_i - e_i \quad (2.3)$$

tem-se:

$a = -c$; $d = (1 - b)$. A equação (2.2) permite obter o coeficiente de Verdoorn (b) de maneira indireta, livre do problema de correlação entre as variáveis, desde que a equação (2.3) seja válida¹. Embora grande parte da literatura denote tal relação como lei de

¹ O coeficiente da equação (2.2) pode ser derivado algebricamente de (2.1) ou vice-versa; um relacionamento significativo entre e e q ($0 < d < 1$) automaticamente assegura que o coeficiente da equação

Verdoorn, os trabalhos voltados ao assunto sempre fazem referência à equação (2.2) proposta por Kaldor (1966). Por esse motivo, tal relação passou a ser chamada de lei de Kaldor-Verdoorn.

Segundo Rowthorn (1975), nas formulações propostas por Kaldor está implícito que existe excedente de trabalho em algum setor da economia e que a demanda não é afetada pelos movimentos de produtividade e emprego.

Kaldor (1975) assegura que uma relação estatisticamente significativa entre e e q , associada a um coeficiente de regressão menor que um, é uma condição suficiente para garantir economias estáticas ou dinâmicas de escala. Por outro lado, havendo um relacionamento significativo, mas sendo o coeficiente de e em q não diferente da unidade ou maior que a unidade, rejeita-se a hipótese de retornos crescentes de escala. Segundo esse autor, em qualquer situação em que $e = 0$ ou constante, há uma perfeita correlação entre p e q .

A interpretação de Rowthorn (1975) sobre as idéias expostas por Kaldor (1975) em relação à equação (2.2) é de que uma maior oferta de trabalho poderia permitir um rápido crescimento do emprego e da produção industrial, resultando num aumento mais acelerado da produtividade nesse setor. Isso dependeria crucialmente da existência de um relacionamento positivo entre produtividade e emprego.

A estimação da equação (2.1) permite obter uma medida dos efeitos do crescimento da produção sobre o crescimento da produtividade do trabalho, utilizando a elasticidade produtividade trabalho (PPT) – produção (VT) dada pela seguinte expressão:

$$\epsilon_{PPT,VT} = \frac{dPPT}{dVT} \cdot \frac{VT}{PPT} = \frac{dPPT/PPT}{dVT/VT} = \frac{dLnPPT}{dLnVT}$$

(2.1) é também significativo. No entanto, isso não ocorre no sentido contrário, não ao menos sem se especificar que o coeficiente b na equação é significativamente menor que 1; o que não foi estabelecido como uma propriedade integral da lei de Verdoorn (Kaldor, 1975).

Essa elasticidade pode ser definida como uma medida de crescimento da produtividade do trabalho (em porcentagem) quando o valor total da produção cresce 1%. De acordo com a discussão teórica realizada, espera-se que tal medida seja positiva. Todavia, se o valor calculado for próximo de zero, pequeno será o efeito causado pelo crescimento da produção sobre o aumento da produtividade. Quando a elasticidade situa-se próxima de um, observa-se que o setor em questão apresenta uma estrutura consolidada, capaz de absorver ganhos de produtividade praticamente na mesma proporção em que a produção cresce. Já se a elasticidade for maior do que um, deve-se tratar de um setor com significativo grau de dinamismo no qual a produtividade é capaz de absorver intensamente os estímulos oriundos do crescimento da produção. Tal elasticidade é um bom indicador da capacidade que um setor tem de gerar riqueza, visto que para se alcançar tal estágio de desenvolvimento, os diversos segmentos que o compõem devem agregar ganhos de produtividade ao longo do tempo.

Um ponto que tem sido discutido na literatura que trata da associação entre produção e produtividade é o relacionado ao crescimento da produtividade dos fatores ser maior, menor ou igual proporcionalmente ao aumento da produção. As considerações teóricas sobre o assunto estão diretamente relacionadas à idéia de economia de escala já enunciada. Kaldor (1975) afirma que o crescimento da produtividade no setor industrial é mais que proporcional ao aumento da produção, pois as economias de escala garantiriam tal comportamento, principalmente nos países e nas regiões mais desenvolvidas. Contrariamente a essa visão, Vaciago (1975) aceita que a relação entre o crescimento do produto industrial e o da produtividade do trabalho é positiva, mas que tal relação é menos intensa que a descrita por Kaldor. Isso ocorreria porque as economias de escala geradas na estrutura industrial de um país ou região não seriam ilimitadas. Em certo momento poderiam até surgir deseconomias de escala causadas pela concentração excessiva das atividades industriais, da elevação dos salários em função das ações dos sindicatos ou da escassez de mão-de-obra qualificada, do aumento de custos ou da infra-estrutura em geral, que acabariam arrefecendo o crescimento da produtividade. Pieper (2000) complementa tal visão apontando que a existência de

economias de escala depende das condições macroeconômicas específicas de uma região ou país.

Embora grande parte do referencial teórico acerca da lei de Kaldor-Verdoorn tenha se originado de análises voltadas ao setor industrial, as considerações básicas que fundamentam a existência de tal relação são comuns a todos os setores da economia, incluindo o setor agrícola. Leon-Ledesma (1998) enfatiza que tais fundamentos permitem testar a validade da lei de Kaldor-Verdoorn para outros setores.

A visão kaldoriana do crescimento fortemente enfatiza o papel desempenhado pela indústria e os retornos crescentes de escala na determinação de diferentes taxas de crescimento verificadas numa economia. Castilho (2000) afirma que o setor industrial é considerado, de modo geral, o propulsor do desenvolvimento das economias e seu processo produtivo possui relação capital-trabalho elevada.

A segunda lei de Kaldor do crescimento (Kaldor, 1966) estabelece que o setor industrial está sujeito a substanciais retornos de escala (crescentes). Tal formulação é amplamente conhecida como lei de Verdoorn e estabelece, como enunciado acima, que o crescimento da produtividade do trabalho na indústria é um resultado endógeno do crescimento da produção. A relevância da existência desse fato não é somente prover suporte para a hipótese de que o setor industrial é o “propulsor do crescimento”, mas também estabelecer as bases para a explicação de outros fenômenos econômicos como, por exemplo, a teoria da convergência (causalidade cumulativa).

O modelo desenvolvido por Kaldor (1957) sinaliza que a causalidade cumulativa (convergência)² surge associada à presença de economias de escala estática e dinâmica. Nesse contexto, o crescimento da produtividade será tanto maior quanto mais desenvolvida for a economia em causa, donde resulta numa trajetória clara de divergência de níveis de rendimentos entre economias diferenciadas.

A lei de Kaldor-Verdoorn não traz implícita em suas formulações um padrão tecnológico específico (função de produção), embora os estudos associados a tal lei

² A causalidade cumulativa está associada à idéia de que existem fatores interdependentes nos processos de crescimento que se reforçam mutuamente, tornando mais intensivo o crescimento das economias já desenvolvidas relativamente às mais atrasadas.

relacionem a tradicional especificação Cobb-Douglas de muitos estudos de crescimento econômico como a sua representação. Kaldor (1966, p.288-289) sinaliza que há alguma versão de uma função de progresso técnico implícita nas formulações apresentadas.

A análise das equações (2.1) e (2.2) remete à questão de como a produtividade poderia influenciar a produção via seu efeito na demanda. No nível microeconômico, um crescimento maior do que o padrão médio da produtividade tende estar associado com a diminuição dos custos relativos e, através disso, com a diminuição dos preços relativos, causando uma mudança na demanda em direção ao produto em questão. Rowthorn (1975) argumenta que Kaldor (1966) tenta refutar esse argumento afirmando que a correlação entre preços e produtividade não é perfeita.

No âmbito macroeconômico, a demanda depende da produtividade de várias maneiras. Alta produtividade faz as exportações mais competitivas nos mercados mundiais, tanto pelo fator preço como pela melhor qualidade. Esse efeito de estimulação na demanda de exportação, segundo Rowthorn (1975), é mais característico quando há um excedente de trabalho, pois a classe trabalhadora tem o seu poder de barganha diminuído. O aumento de produtividade é traduzido, então, em menores custos e não em maiores salários.

Maiores exportações levam a uma maior produção industrial, diretamente pelo aumento da demanda total para os produtos de exportação e indústrias relacionadas, indiretamente pelo financiamento das compras de importados necessários para um rápido crescimento da produção doméstica. Seguindo uma seqüência lógica tem-se: maior produtividade significa mais exportações; a maior exportação se traduz em maior produção industrial que acaba induzindo maior nível de investimento, proporcionando inovações e escala de produção. Tais efeitos acabam reiniciando o ciclo através de maior produtividade.

Rowthorn (1975) enfatiza que quando o aumento de salários não ocorre como complemento de tal movimento, maior produtividade pode se traduzir também em maiores lucros para as firmas. Com maior parcela de lucros, as firmas podem aumentar seus investimentos e, numa seqüência de ajustamentos, levar a uma expansão da

demanda. Finalmente, maior produtividade na indústria pode estimular a demanda doméstica por bens industriais por torná-los relativamente mais baratos ou porque isso é acompanhado pela introdução de novos produtos. Quando o capital físico torna-se mais barato relativamente ao trabalho, encoraja-se a adoção de técnicas mecanizadas. Bens industriais tornam-se mais baratos em relação a um número de serviços cuja produtividade aumenta a taxas menores, encorajando a substituição desses serviços por um substituto industrial.

Uma ressalva importante associada a tal questão é que embora a elevação da produtividade conduza à maior produção industrial pelo mecanismo exposto acima, nada assegura que o emprego industrial acompanhe tal movimento. Há duas justificativas para tal fato: a) o efeito renda a ser considerado, ou seja, um maior nível de produtividade industrial se traduz em um maior nível de renda per *capita* que, dependendo da elasticidade renda, poderia significar uma mudança em direção a serviços e em um distanciamento das manufaturas; b) muitos serviços são complementares às atividades industriais e a demanda pelos mesmos aumenta quase paralelamente à demanda por produtos industriais. Se a produtividade em tais serviços cresce de forma defasada em relação à produtividade industrial, então a elevação da mesma significaria um declínio do emprego industrial quando comparado ao emprego em tais serviços, podendo, sob certas condições, ocorrer até mesmo um declínio absoluto no emprego industrial.

Kaldor (1975) é partidário da teoria de que o trabalho absorvido no curso da industrialização não diminui a produção no resto da economia devido à existência de excedente de trabalho em outros setores (tais como a agricultura) que são eliminados no último estágio de desenvolvimento industrial - estágio da "maturidade econômica".

Sua visão é oriunda de estudos que associam o crescimento da produtividade na economia à taxa de crescimento da produção industrial e à diminuição do emprego não-industrial. Tal concepção estabelece que o crescimento da produção industrial é o fator que determina, em grande parte, o crescimento econômico, além de representar uma adição líquida para o efetivo uso de recursos. Uma outra condição é que o trabalho utilizado na indústria não teria custos de oportunidade fora da indústria, na

demonstração do predomínio disfarçado de desemprego tanto na agricultura como em serviços. Kaldor (1975) estabelece que há evidências diretas para assegurar ambas as suposições.

Nas discussões que tratam das causas do crescimento econômico parece predominar a idéia de que o mesmo seria explicado pelo crescimento da demanda que é exógena para o setor industrial e não pela taxa de crescimento dos fatores de produção (exógena, de trabalho e capital) combinada com algum progresso técnico (exógeno) ao longo do tempo. Segundo Kaldor (1975), a principal mensagem associada a tal fato é a natureza circular e cumulativa do processo de crescimento. Há um relacionamento de "duas vias" do crescimento da demanda para crescimento da produtividade e vice-versa, sendo o segundo relacionamento menos sistemático e regular que o primeiro.

A existência de excedente de trabalho e o papel crítico dos lucros e a expectativa quanto aos seus efeitos no processo de acumulação de capital são as principais causas da diferença de visão entre as escolas de pensamento: neoclássica e keynesiana (ou pós-keynesiana). Uma questão que emerge entre as propostas de tais escolas de pensamento é se o crescimento econômico seria um resultado da demanda (isto é, crescimento dos mercados) ou de mudanças nas limitações de recursos (exógena). Tais discussões geraram especificações alternativas para a lei de Kaldor-Verdoorn.

Rowthorn (1975) argumenta que a correta especificação da lei de Verdoorn seria a regressão da produtividade do trabalho ou valor total da produção em emprego, visto que a lenta taxa de crescimento da indústria era associada à escassez de trabalho. A questão central nessa discussão está relacionada ao fato da variável analisada ser endógena ou exógena. As variações numa variável exógena são classificadas como autônomas. Rowthorn (1975) afirma que a variável exógena deveria, então, ser a taxa de crescimento do emprego, podendo-se escrever:

$$p_i = \lambda_1 + \varepsilon_1 \cdot e_i \quad (2.4)$$

ou

$$q_i = \lambda_2 + \varepsilon_2 \cdot e_i \quad (2.5)$$

A dificuldade em classificar variáveis econômicas e o problema em estabelecer se a lei de Kaldor-Verdoorn poderia ser explicada através da demanda ou da restrição de recursos (*supply constrained*) acabou gerando um extenso debate. Kaldor (1970) argumenta que a restrição no crescimento surge da ausência de demanda por exportação e não da oferta de trabalho, ainda mais em um contexto onde a mobilidade do trabalho é alta. Uma outra questão relacionada à discussão da lei diz respeito ao problema da simultaneidade presente nas equações (2.1) e (2.2). Diferentes tentativas de solução do problema, usando na estimação das equações variáveis instrumentais, têm resultado em efeitos não significativos dos coeficientes obtidos por ambas especificações (McCombie & Ridder, 1983).

Outra importante deficiência nessas especificações está em não considerar a contribuição do capital para retornos crescentes de escala. A contribuição do capital poderia estar implícita na especificação de Kaldor para a lei de Verdoorn, através da consideração de uma função de progresso técnico. Além disso, a menos que alguma suposição seja feita sob a evolução do estoque de capital, o grau de retorno de escala não pode ser diretamente obtido. Definindo α e β respectivamente como elasticidade da produção em relação ao trabalho e elasticidade da produção em relação ao capital, se a razão capital-produção é constante, o coeficiente b de Verdoorn em (2.1), fornece um estimador não-viesado de $(1 - \alpha)/\beta$. Possuindo uma medida da razão de α para β , a estimativa de $\alpha + \beta$ (isto é, o grau de retorno da escala) pode ser obtida. Se $\alpha + \beta$ é estatisticamente maior que um, então é possível assegurar a existência de retornos crescentes de escala. Se a medida da taxa de crescimento do estoque de capital (k) está disponível, então a seguinte equação deveria ser estimada:

$$e_i = \pi + \gamma \cdot q_i + \phi \cdot k_i \quad (\text{como uma especificação de Kaldor}) \quad (2.6)$$

ou

$$q_i = \theta + \psi.e_i + \xi.k_i \text{ (como um especificação de Rowthorn)} \quad (2.7)$$

Das equações (2.6) e (2.7) pode-se obter os retornos de escala ($\alpha + \beta$) respectivamente para as duas equações como: $(\alpha + \beta) = (1 - \phi) / \gamma$ e $\alpha + \beta = \psi + \xi$. Procedendo à estimação das equações (2.6) e (2.7) obtém-se uma medida direta dos retornos de escala (McCombie & Ridder, 1984). Bairam (1987) assinala que outros estudos têm mostrado que na equação (2.6) o coeficiente de k é estatisticamente não significativo ou tem o sinal contrário à teoria, enquanto que na equação (2.7) o coeficiente de k tem o sinal correto e se mostra estatisticamente significativo.

Se ocorrer restrição na demanda, k não pode ser incluído como um regressor em (2.6) porque nessa equação assume-se que k é exógeno. Se o crescimento do estoque de capital é endógeno no sentido que tal é determinado pelo crescimento da produção, então uma melhor especificação da lei de Verdoorn seria:

$$tf_i = \delta_1 + \sigma_1.q \quad (2.8)$$

ou

$$q_i = \delta_2 + \sigma_2.tf_i \quad (2.9)$$

onde:

tf_i = taxa de crescimento da produtividade total dos fatores.

A equação (2.8) é a especificação de Kaldor enquanto que a equação (2.9) é a especificação de Rowthorn. O grau de retorno de escala pode ser obtido com: $\alpha + \beta = 1 / \sigma_1$ na equação (2.8) e $\alpha + \beta = \sigma_2$ na equação (2.9).

A importância da controvérsia de Kaldor (1966), ou seja, que substanciais retornos de escala no setor industrial existem, pode ser explicada por duas vias. A primeira está relacionada à natureza das economias modernas, nas quais o setor industrial está sujeito a um crescimento mais acelerado da produtividade e os outros setores atuam como estruturas passivas que respondem ao crescimento daquele setor. Nesse sentido, a lei de Verdoorn é um elemento crucial no modelo de crescimento e desenvolvimento, onde a indústria atua como propulsor de crescimento.

A segunda via estabelece que o crescimento induzido da produtividade do trabalho alcançado através do crescimento industrial pode conduzir ao processo de crescimento cumulativo através do aumento da competitividade ou aglomeração das atividades industriais. A lei de Verdoorn é, então, uma força fundamental que conduz à polarização das atividades econômicas entre regiões (ou países).

A maioria dos trabalhos que testaram a lei de Kaldor e, em particular, a lei de Verdoorn, enfocaram principalmente o setor industrial. Este procedimento não permite a identificação de outros setores que poderiam desempenhar um papel importante no desenvolvimento da economia. Além disso, em economias modernas, poderia ser possível identificar algumas atividades, especialmente no setor de serviços, que também estariam sujeitas a retornos crescentes de escalas. Kon (1997) observou que uma das razões é que também esse setor ganhou economias de escala, oriundas de progresso técnico em informática, telefonia, telemática e outras inovações.

Leon-Ledesma (1998) enfatiza a fraqueza do relacionamento que existe entre fatores da produção e a produção na agricultura. Tal fato poderia refletir a tese kaldoriana que na agricultura há uma inexpressiva relação entre o emprego dos recursos e a produção obtida. Este fato permite a transferência de trabalho (e capital) da agricultura para a indústria no processo de desenvolvimento econômico. Isto não poderia ser interpretado como necessariamente implicando um crescimento econômico negativo da produção na agricultura. Desde que há uma fraca relação entre insumos e produção nesse setor, a constante redução da força de trabalho não afeta ou afeta pouco o valor adicionado total gerado. Adicionalmente, aumentos de produtividade exógenos, tais

como aqueles relacionados a fertilizantes e controle de pragas, permitem um constante volume de produção com uma força de trabalho decrescente.

Kaldor (1975) não encontrou resultados significativos para o ajustamento da equação de Verdoorn em relação à agricultura³. Sua visão é que além do coeficiente que relaciona p e q ser significativo, o correspondente relacionamento entre e e q deveria ser também. Mais importante do que a magnitude do coeficiente seria o ajustamento obtido nas duas equações. Leon-Ledesma (1998), testando a lei de Kaldor-Verdoorn em relação à agricultura espanhola, obteve em todas as estimações dos modelos resultados com baixo nível de ajustamento. Nas especificações propostas por Kaldor, a taxa de crescimento de capital estimada apresentou sinal contrário à teoria, enquanto que utilizando a produtividade total dos fatores, os coeficientes de crescimento da produção alcançaram baixa significância estatística. Na especificação proposta por Rowthorn, o coeficiente da taxa de crescimento do capital não é significativo e o coeficiente associado à produtividade total dos fatores também tem baixa significância estatística. Os graus de retorno de escala na especificação de Kaldor são muito grandes (implausíveis), enquanto que na especificação de Rowthorn são pequenos.

2.1.1 Paradoxo estático-dinâmico

O paradoxo estático-dinâmico da lei de Kaldor-Verdoorn estabelece que há diferenças substanciais no grau de retorno de escala estimado quando a lei é testada com as variáveis expressas em taxas de crescimento (dinâmico) ou em nível (estático). Tal descoberta, oriunda de um trabalho empírico de McCombie (1982), estabelece que se a lei é testada com as variáveis em nível (tomadas em logaritmo), o grau de retorno da escala é muito pequeno ou não existe.

Black (1962) mostrou que é possível derivar a equação que descreve a lei de Kaldor-Verdoorn (equação 2.8) a partir de uma especificação tal como a função de

³ Kaldor (1975) obteve um coeficiente de cerca de um para agricultura quando relacionava p e q mas o ajustamento de e em q foi estatisticamente não significativo. Mesmo com um coeficiente mais alto do que

produção Cobb-Douglas. Recorrendo à especificação dessa função incluindo a produtividade total dos fatores tem-se:

$$Q = A.e^{a.t}.t\bar{f}^v \quad (2.10)$$

onde:

v = grau de retorno da escala;

a = taxa de crescimento da produtividade (exógena);

$t\bar{f}$ = produtividade total dos fatores; e

t = tempo.

Tomando logaritmo e diferenciando com respeito ao tempo tem-se:

$$t\bar{f} = c + b.q \quad (2.11)$$

onde:

$$c = -a/v;$$

$$b = 1/v.$$

No entanto, o fato da lei de Kaldor-Verdoorn poder ser derivada de uma função Cobb-Douglas, não necessariamente implica que essa função de produção é o padrão tecnológico que descreve a mesma. De fato, se o padrão tecnológico da lei de Kaldor-Verdoorn é uma função de produção Cobb-Douglas, os valores das elasticidades obtidos com as variáveis em nível (estático) ou com funções dinâmicas deveriam ser os mesmos. Quando esse procedimento foi utilizado por McCombie (1982), o resultado encontrado acusa substanciais diferenças nos retornos de escala entre as especificações dinâmica e estática. A especificação estática resulta em retorno que pode ser considerado como

na indústria na relação de p e q , a mesma foi considerada inexistente por causa da fraca relação entre e e q . Há que se ressaltar que o autor utilizou dados cross-section.

próximo ao retorno constante de escala, enquanto que a especificação dinâmica apresenta retornos crescentes de escala. É possível que a correta especificação da lei seja a dinâmica, sendo a estática considerada como *mis-specified*, porque o fenômeno de retornos crescentes de escala poderia estar relacionado com variações na taxa de crescimento da variável ao invés de variações no nível da variável.

Avaliar com qual magnitude a relação entre valor da produção e produtividade do trabalho manifesta-se na agricultura e indústria é o objetivo principal desse trabalho empírico. As equações estimadas foram a (2.1) e (2.2) e o procedimento metodológico utilizado foi o de auto-regressão estrutural - VAR estrutural. As propriedades de integração das séries temporais incluídas nos modelos foram consideradas na análise, e a definição da forma como as variáveis seriam tomadas, em nível ou diferenças (modelo estático ou dinâmico), se deu com base nos testes feitos para avaliar a ordem de integração das variáveis. As propriedades de co-integração das séries também foram consideradas na especificação dos modelos.

2.2 Produtividade

As transformações da economia brasileira na década de 90 e a busca de novos padrões de eficiência produtiva acabaram gerando análises visando suprir a necessidade de entender tal fenômeno. No entanto, tais trabalhos estavam sujeitos a certas limitações. Bonelli (1998) assinala que eficiência produtiva é um conceito que desafia a mensuração empírica precisa. Uma medida utilizada pelo autor para definir ganhos de eficiência é a produtividade total dos fatores. Barros (1999) acrescenta que existe uma grande variância de resultados encontrados no setor agrícola em relação às taxas de produtividade, e que a causa de tal problema repousa na construção das séries que seriam utilizadas na análise⁴.

⁴ Trueblood (1994) oferece uma boa revisão para pesquisadores interessados na literatura relacionada à produtividade.

Segundo Samuelson et al. (1993), o termo produtividade refere-se ao quociente da divisão entre a produção e os fatores produtivos nela utilizados. A produtividade aumenta se a mesma quantidade de fatores produtivos dá origem a maior produção. Essa definição deixa implícito o papel da tecnologia para transformar os insumos em produtos. Villela et al. (1994) afirmam que mudanças de produtividade promovem transformações da estrutura industrial dos países e, em particular, da alocação de recursos dentro da economia, tais como o deslocamento da mão-de-obra de determinadas ocupações, de empresas, de setores e de áreas geográficas.

Pereira (1999) aponta que o conceito de produtividade está relacionado a uma base de comparação e que analisar produtividade de uma unidade produtiva pode ser mais complexo do que se imagina, pois envolve muitos fatores. Relacionado a essa complexidade estão as formas de se abordar o assunto. Uma primeira etapa básica num trabalho que envolve o conceito de produtividade é estabelecer sobre a que conceito far-se-á referência e, posteriormente, de que forma ela será mensurada. O primeiro ponto diz respeito à utilização de índices de produtividade parcial dos fatores (PPF) ou produtividade total fatores (PTF). O segundo ponto está relacionado à escolha da metodologia para mensurar tais indicadores.

Segundo Silva et al. (1986) ao se utilizar o índice de produtividade parcial dos fatores (PPF) deve-se observar o problema dos preços relativos dos fatores. Toda vez que os preços relativos dos fatores variam, a combinação das menores quantidades de insumos que minimiza custos utilizadas para produzir certo nível de produto pode sofrer alteração e, posteriormente, os indicadores de produtividade parcial (PPF) também.

Pelo exposto acima, se existir uma função de produção estável⁵, o indicador de PPF não permite contornar o problema de mudança nos preços relativos e, portanto, apresenta sérias limitações para a análise. Quando não existe o efeito substituição de fatores, a análise utilizando PPF sob certas restrições pode ser justificada. Existem outras variáveis que podem alterar os indicadores de PPF segundo Silva (*op.cit.*), tais como: características técnicas do processo de produção e economias de escala. Desse

contexto surge a relevância de se estabelecer indicadores de produtividade que não se restrinjam apenas a captar o progresso tecnológico.⁶

Na literatura econômica geralmente a mensuração da PTF está associada a uma relação que envolve o quociente da divisão entre dois índices de quantidade: um de produção, a partir de informação sobre quantidade produzida e preço de cada produto, em cada período de tempo; e outro de uso de fatores, a partir de dados sobre a quantidade empregada e o preço de cada fator de produção em cada período de tempo. De maneira análoga, a mensuração da PPF também é feita utilizando o resultado da divisão de um índice de quantidade por um índice de uso do fator selecionado.

No entanto, existem outras metodologias utilizadas na mensuração da PTF e que não se relacionam com a definição de Samuelson et al. (1993). A PTF pode ser estimada a partir do valor agregado (VA), do Valor Bruto da Produção (VBP) ou de outra medida representativa da produção. Quando se usa o VA, são considerados geralmente dois fatores primários de produção – trabalho e capital. Quando se usa o VBP, deve-se incluir pelo menos as matérias-primas como fator de produção. Utilizando o VA ou VBP há enormes dificuldades empíricas a serem superadas⁷.

O método de cálculo da PTF é determinado, em boa medida, pela disponibilidade de dados. A literatura apresenta três alternativas mais comumente utilizadas: a) o método da função de produção, b) o método das razões de produtividade (aditivas ou multiplicativas) e c) o método da contabilidade do crescimento.

O método da função de produção postula que existe uma relação física entre um determinado nível de produção e a utilização de insumos necessários, mostrando a razão segundo a qual cada recurso ou insumo é transformado em produto. A forma funcional

⁵ A estabilidade de uma função de produção está relacionada à ausência de progresso tecnológico, ou à qualquer variável que possibilite a alteração de seu estado de inércia, ou seja, deslocamento da isoquanta.

⁶ Progresso tecnológico segundo Silva et al. (1986) é o desenvolvimento de novos processos de produção, tecnicamente mais eficientes, que permitem produzir uma certa quantidade de produto a partir de uma quantidade menor de insumos agregados. Geralmente, este progresso é representado pelo deslocamento da isoquanta e seus efeitos são aumento da produtividade total dos fatores (PTF); efeitos proporcionais ou diferenciados em relação à produtividade parcial dos fatores (PPF) dependendo do deslocamento da função de produção.

⁷ Bonelli (1998) ressalta a não correção da qualidade do fator especialmente em comparações de longo prazo.

mostra o nível de produto alcançável para cada combinação de insumos. A opção por determinada forma funcional está relacionada a certos fatores, tais como retornos de escala constantes, crescentes ou decrescentes.

O método das razões de produtividade utiliza as medidas mais usuais de produtividade, as de produtividade parcial, estendendo essas medidas para o caso de se considerar mais de um insumo ou fator de produção. Essencialmente, trata-se do quociente da divisão entre a produção obtida e uma média de insumos ou fatores usados para a obtenção daquele nível de produção. Os métodos diferem na forma funcional dessa média de fatores e nos pesos usados para agregá-los.

O método da contabilidade do crescimento (*growth accounting*), parte da identidade existente em cada ponto no tempo entre o valor do produto gerado e a soma dos valores dos pagamentos de fatores de produção. Isso permite chegar a uma expressão para o cálculo da PTF em taxas de crescimento para as variáveis relevantes, onde a taxa da produtividade total (*ptf*) é obtida residualmente – considerando retornos crescentes/decrescentes (equação 2.12) e considerando retornos constantes (equação 2.13):

$$ptf = y - a.l - b.k \quad (2.12)$$

$$ptf = y - al - (1 - a).k \quad (2.13)$$

onde:

y = taxa de variação do produto real;

l = taxa de variação do estoque de mão-de-obra e capital em uso (efetivamente empregado);

k = taxa de variação do estoque de capital em uso.

Para o setor agrícola, o método da contabilidade do crescimento (*growth accounting*) pode ser definido segundo Bonelli (1998) como:

$$ptf = y - a.t - b.k - c.f - d.l \quad (2.14)$$

onde:

t = taxa de variação da área colhida (*proxy* para os serviços do fator terra);

k = taxa de variação dos estoques de capital (*proxy* para seus serviços);

f = taxa de variação do consumo aparente de fertilizantes (*proxy* para os insumos materiais usados na produção);

l = taxa de variação do emprego agrícola;

$a + b + c + d = 1$, sendo: a, b, c, d – as participações relativas das remunerações dos fatores no valor da produção agrícola.

A produtividade da mão-de-obra é o mais utilizado indicador parcial dos rendimentos dos fatores usados na produção e, na classe das medidas de multifator, é a produtividade total dos fatores (Bonelli, 1998).

Villela et al. (1994) estabelecem que, no curto prazo, o índice de produtividade pode variar segundo as alterações de volume de produção, e, portanto, no grau de utilização da capacidade instalada, devido à existência de economias de escala e diferenciais de qualificação da mão-de-obra. Segundo o autor, mais importante são os ganhos de produtividade no longo prazo, os quais são permanentes e não o resultado de variações conjunturais do nível de produção. Simonsen et al. (1993) afirmam que os ganhos de produtividade de longo prazo estão associados ao nível de investimento. Villela et al. (1994) afirmam que o investimento resulta na expansão do estoque de bens de capital, do progresso tecnológico incorporado aos processos produtivos, do nível educacional e da capacitação dos trabalhadores, da organização da produção e das relações de trabalho estabelecidas no âmbito das empresas.

Um aspecto relevante a ser analisado em estudos que abordam o tema produtividade está relacionado aos impactos da mesma sob o nível de emprego. A reestruturação do setor agrícola e industrial, tanto em economias maduras como naquelas em estágio inferiores de desenvolvimento econômico, permite que existam

impactos das variações da produtividade no nível de emprego. Para relacionar melhor esse fenômeno ao longo desse item será feita uma análise dos índices de produtividade e, posteriormente, um estudo do comportamento do emprego.

2.2.1 Produtividade na Economia Brasileira

Bonelli (1998) assinala que, para a economia brasileira como um todo, a taxa média de crescimento da PTF para o período 1970/97 é de cerca de 1,7% a.a. Segundo sua análise, nos últimos anos a economia brasileira ingressou em nova fase de ganhos de eficiência e produtividade, apesar do baixo crescimento do produto real médio, quando se comparam os últimos anos com a tendência histórica anterior a 1980. A produtividade do trabalho foi a principal responsável pelo aumento da PTF no período como um todo.

Castilho (2000) ressalta o fato das taxas de investimentos serem baixas no que tange à recomposição e à ampliação do parque produtivo. No Brasil, a demanda por trabalho foi alterada, sobretudo no que se refere à participação relativa dos setores econômicos na ocupação total da mão-de-obra. O setor secundário, nos períodos de 1981 a 1983 e pós-1990, registrou quedas sucessivas em sua participação, enquanto que o setor primário sofreu drástica redução em sua participação relativa no total da ocupação ao longo dos anos 80, e estabilizou-se a partir de 90. Embora o setor terciário tenha expandido sua participação relativa, não foi capaz de absorver todos os trabalhadores que perderam o emprego nos setores primário e secundário (Castilho, 2000).

A redução da mão-de-obra ocupada ocorre, sobretudo, no setor industrial, em virtude das inovações técnicas e organizacionais; por outro lado, a participação relativa do setor terciário no total da população ocupada na economia tem decaído (Castilho, 2000). A Organização Internacional do Trabalho (OIT) aponta que a falta de emprego está associada às taxas insatisfatórias de crescimento econômico.

2.2.2 Produtividade na Indústria de Transformação

O tema da reorganização produtiva, incorporação de novas tecnologias e ganhos de produtividade, tem dominado discussões no que toca a sua interpretação, limites e potencialidades. No Brasil, a liberalização do comércio exterior, o Programa de Qualidade e Produtividade, o processo de privatização, a desregulamentação da economia e a difusão de novas técnicas gerenciais provocaram um vigoroso movimento de elevação da produtividade industrial (Bonelli, 1998). Tal movimento foi reforçado pelo ajuste recessivo que caracterizou o triênio inicial dos anos 90 e foi acompanhado de intensa modernização das técnicas produtivas e gerenciais. A modernização dita “defensiva” representou o início da incorporação de novos paradigmas de reestruturação industrial existentes na esfera internacional e também na incorporação de tecnologias poupadoras de trabalho. A indústria, como atividade geradora de empregos, sofreu forte impacto das mudanças tecnológicas e da abertura comercial e financeira, no início dos anos 90 (Castilho, 2000).

Villela et al. (1994) afirmam que há uma tendência a se empregar um volume menor de trabalhadores na indústria como um todo. Castilho (2000) ressalta o fato de que o emprego industrial reduziu-se em aproximadamente 35% de 1990 a 1997. Por outro lado, observa-se que o setor de serviços está perdendo a capacidade de absorver a mão-de-obra dispensada da indústria. Villela et al. (1994) postulam que os ganhos de produtividade e a manutenção dos níveis de emprego são objetivos mutuamente exclusivos em alguns períodos, admitindo uma visão estática dos efeitos dos ganhos de produtividade sobre o volume de emprego na economia. Segundo o autor, tal visão não pode ser generalizada porque nem sempre há um trade-off necessário entre aumentos de produtividade e ganhos de emprego.

Bonelli (1998) assinala que o padrão geral da evolução da PTF industrial é semelhante ao da economia como um todo⁸, no entanto as magnitudes são diferentes. Além disso, tal autor assinala que a indústria em alguns períodos possui taxas de variação da PTF negativas – não necessariamente ligadas a períodos de recessão, mas algumas vezes relacionada ao aumento do estoque de capital (devido a tal movimento a produtividade do capital caiu cerca de 20% entre 1970 e 1978).

Villela et al. (1994) ressaltam que o comportamento da produtividade do trabalho na indústria de transformação é geralmente anticíclico. Segundo o autor, a teoria sugere que devido à presença de economias de escala na produção, a produtividade deveria crescer à medida que se aumenta o grau de utilização da capacidade instalada da indústria, isto é, durante os períodos de crescimento da produção. Na presença de ganhos de escala ter-se-ia uma elevação da produtividade implicando, *ceteris paribus*, aumentos de preços relativamente menores e, a partir daí, maiores produções e vendas. A cadeia causal seria então: ganhos de escala → aumentos de produtividade → reajustes de preços abaixo da média → maiores vendas e produção.

No entanto, em períodos de crescimento econômico a produtividade do trabalho tende a apresentar um desempenho inferior ao observado em período de recessão. Villela et al. (1994) mostram que no período de 1985/88 a produtividade do trabalho teve um desempenho negativo de 0,76% a.a., enquanto que no período de 1988/92 um desempenho positivo de 4,18% a.a. Bonelli (1998) reforça a tendência de tal movimento mostrando que a produtividade do trabalho aumentou aceleradamente, perfazendo cerca de 77% acumulados no período 1991/97, ou 8,5% a.a., em média, ao longo dos sete anos considerados. Villela et al. (1994) estabelecem uma relação inversa entre o crescimento das variáveis: utilização da capacidade instalada e produtividade do trabalho.

Villela et al. (1994) afirmam que o crescimento econômico é o melhor remédio para assegurar a expansão do nível de emprego, sendo o aumento da produtividade a forma mais segura de garantir a sustentação deste crescimento de longo prazo, bem como o melhor aproveitamento de seus frutos pelo conjunto da população.

⁸ Os trabalhos empíricos voltados para o cálculo da PTF, tais como Bonelli (1998), usam o potencial de

2.2.3 Produtividade no Setor Agropecuário

Ao contrário do que ocorre na indústria, diversos trabalhos têm mostrado que desde a segunda metade da década dos anos 80, o crescimento da agricultura brasileira vem ocorrendo em presença de substanciais ganhos de produtividade (Bonelli, 1998). Segundo o autor, as taxas de variação da PTF agrícola são aparentemente mais instáveis no tempo do que as da indústria ou da economia como um todo.

A razão para isso repousa nas quebras de safra ocorridas no setor. Somente quando a redução de safra é muito acentuada, ocorre a contrapartida no indicador da PTF. Quando isso não ocorre, o aumento de produtividade dos fatores contrabalança a quebra de safra. Castilho (2000) mostra que o PIB (Produto Interno Bruto) agropecuário apresentou crescimento significativo (2,09% ao ano, no período de 1990 a 1998), tendo as culturas de exportação (soja, cana-de-açúcar e laranja) apresentado aumentos de produção e produtividade, em decorrência dos investimentos em inovações tecnológicas. Por outro lado, as culturas de mercado interno foram as mais prejudicadas em relação à área cultivada e produção, pois tiveram pequena modernização, como é o caso do algodão.

Com relação ao emprego, Castilho (2000) ressalta que as atividades agropecuárias tradicionais vêm reduzindo a absorção de trabalhadores ao mesmo tempo em que as atividades não-agrícolas⁹ começam a despontar no meio rural como fontes geradoras de emprego, ainda de baixa qualificação, mas de alta rentabilidade comparativamente às agrícolas. A dinâmica do emprego industrial tem resultado no aumento da oferta de mão-de-obra qualificada à procura de emprego, o que acaba reduzindo a capacidade de absorção da mão-de-obra proveniente da agricultura que os centros urbanos detinham anteriormente.

produção (para a economia como um todo) e a produção efetiva (para o setor industrial).

⁹ Como exemplo de atividades não-agrícolas, Castilho (2000), cita a prestação de serviços e a indústria de transformação.

Há que se ressaltar também que a agricultura tem pequena participação no produto e no emprego do País, razão pela qual, por mais que esta atividade desenvolva-se, sua capacidade de absorção de trabalho é limitada, em termos absolutos.

Com relação à produtividade da mão-de-obra do período de 1975 a 1996 nota-se que seu nível mais do que dobrou em duas décadas. No entanto, dadas as dificuldades – para não dizer impossibilidades – de definir e mensurar o que seja emprego agrícola (uso do fator trabalho nas lavouras) tais resultados devem ser analisados com ressalvas (Bonelli, 1998). Com relação à produtividade parcial do capital (PPK), seu nível caiu em relação ao início do período de 1975 a 1996. No entanto, se a análise fosse iniciada em 1976 poder-se-ia afirmar que a produtividade desse fator tem flutuado e revelado crescimento suave desde o final da década de 80 (Bonelli, 1998).

2.3 Competitividade

O termo competitividade é geralmente encontrado em trabalhos relacionados à produtividade, teoria do crescimento e comércio internacional. Bonelli (1998) se referindo às transformações da indústria, afirma que estas têm conseqüências sobre a competitividade da produção manufatureira tanto aqui quanto no exterior. Marinho et al. (2000) faz alusão de que medidas de elasticidade podem ser um bom indicador do grau de competitividade da indústria de uma certa região ou país. Leon-Ledesma (1998) enfatiza o papel do aumento da competitividade no crescimento cumulativo (convergência). Castilho (2000) afirma que num contexto de globalização e conseqüente ampliação do grau de competição internacional, a modernização tecnológica torna-se fator crucial na elevação da competitividade.

Existe na literatura uma vasta gama de estudos nos quais o termo competitividade é citado, incluindo os trabalhos que fazem menção à lei de Kaldor-Verdoorn. Tais referências, todavia, podem ter certo viés, segundo Krugman (1994). O autor é partidário da teoria que o termo competitividade se aplica a empresas e não a

setores ou a uma economia como um todo¹⁰. A crença de que as economias modernas necessitam de alta produtividade para competir nos mercados globais deve ser tomada com reservas.

Krugman (1994) aponta que produtividade e competitividade não guardam uma relação tão estreita uma com a outra, e tal confusão está associada principalmente à interpretação equivocada do termo "competitividade".

Partindo da relação produtividade e competição internacional, três questões básicas para explicar o viés mencionado são propostas por Krugman (1994): a) o que acontece a um país cuja produtividade é inferior a de um outro país com o qual comercializa; b) o que acontece a um país cujo crescimento da produtividade é defasado em relação à de seus concorrentes e c) o que é mais importante: crescimento da produtividade em setores que competem internacionalmente ou crescimento da produtividade em setores voltados para o mercado doméstico?

A visão geral associada à primeira questão é que um país terá dificuldades econômicas se sua produtividade é inferior, considerando todas as categorias de produto conjuntamente, em relação aos seus competidores. A questão que emerge de tal discussão é que se um país não tem um produto que se destaca em relação a seus rivais, poderia o mesmo vender em mercados globais? A resposta é que ser menos produtivo que seus parceiros comerciais não implica em problemas especiais. É claro, que nos casos de um país que apresenta produtividade menor em toda as suas categorias de produto, isso acaba levando seus residentes a não alcançarem um alto padrão de vida.

A segunda questão é similar à anterior só que ao invés de discutir o nível de produtividade trata das taxas de mudança. A visão comum é que se um país tem crescimento da produtividade defasado em relação a seus rivais isso irá gerar sérios problemas. Se uma empresa sistematicamente falha em alcançar os ganhos de produtividade dos seus competidores, ela não permanecerá no mercado por muito tempo. Isso sugere que um determinante crucial da riqueza econômica de uma nação é a taxa de

¹⁰ A Competitividade está ligada à existência de empresas capazes de abastecer os mercados internos e internacionais a preços atraentes, fornecendo os serviços adicionais esperados pela sociedade.

crescimento da produtividade relativa à de outros países. Krugman (1994) afirma, no entanto, que a taxa de crescimento do padrão de vida de uma população deve igualar-se à taxa de crescimento da produtividade no período. Quão rápido a produtividade está crescendo em outros países e se ela está na frente ou atrás dos padrões domésticos é irrelevante.

Geralmente a resposta para a última questão é que o crescimento da produtividade em setores que competem internacionalmente é mais importantes do que o relacionado a setores domésticos, isso porque tais segmentos apresentam um desempenho considerado “competitivo” em relação aos rivais estrangeiros. Krugman (1994) afirma que o importante para o padrão de vida da população é a produtividade total dos trabalhadores. Não importa se a “competição” é voltada para o mercado interno ou externo.

Para explicar a relação entre baixa produtividade de um país e as conseqüências para o comércio internacional pode-se fazer uso do princípio da vantagem comparativa. Segundo tal ótica, o sucesso de um país no comércio internacional depende das vantagens comparativas da produtividade e não das absolutas. A vantagem comparativa é vista de maneira controvertida em alguns estudos, visto que para ter a possibilidade de comercializar com um outro país, dado que sua produtividade absoluta é menor, há necessidade de um fator de produção ser remunerado num montante inferior ao estabelecido em outro país. Tal efeito contrabalança a menor produtividade. Se isso se traduz em salários menores, por exemplo, o país que tem vantagem comparativa menor em termos de produtividade acabará gerando um padrão de vida inferior para sua população.

A opção por exportar os produtos em que a defasagem em termos de produtividade não é tão acentuada, e importar os produtos onde isso ocorre, reduz marginalmente os custos de ser improdutivo em média. A baixa produtividade é um problema que traz conseqüências internas relacionadas à riqueza, enquanto que a baixa produtividade relativa no contexto externo não é tão grave, visto que há variáveis que permitem que, mesmo um país com níveis de produtividade menor, possa vir a exportar

seus produtos.

Uma outra questão relevante consiste em comparar o crescimento da produtividade dentro de um país e sua relação com o padrão de vida da população. A questão apontada por Krugman (1994) é que quando um país apresenta taxas de crescimento inferiores ao resto do mundo, a crença geral é de que o padrão de vida de seus residentes decai na medida exata da diferença entre sua taxa de crescimento da produtividade e a taxa de crescimento da produtividade no resto do mundo. No entanto, a visão correta seria de que padrão de vida da população cresce exatamente na proporção de aumento da produtividade interna.

A justificativa para tal questão repousa na análise do crescimento dos salários e sua relação com o aumento de custos internos, bem como nos impactos de tal movimento sob o nível geral de preços e produtividade relativa entre os países. O movimento das produtividades relativas entre dois países traduz-se no chamado “termo de troca”. Krugman (1994) faz referência a uma assertativa conhecida como Princípio Ricardiano para explicar a dinâmica dos termos de troca. Tal princípio estabelece que a distribuição desigual das produtividades entre países é compensada através das transferências dos ganhos de maior produtividade por meio de preços menores (via mecanismo de mercado), desde que prevaleça a concorrência perfeita. Sob tal visão, o que importa é a taxa de crescimento da produtividade doméstica. Comparação entre a taxa de crescimento da produtividade doméstica e a taxa de crescimento da produtividade em outros países são essencialmente irrelevantes para o padrão de vida doméstico.

Uma outra questão relevante está relacionada ao problema de produzir para o mercado doméstico ou para o exterior. Para responder tal questão deve-se identificar quais os setores estão atendendo à demanda externa e qual a parcela da contribuição desses setores para a produtividade total do próprio país. Se o setor que atende à demanda externa tem uma participação muito pequena na produtividade total do país, sua contribuição está somente em manter o nível dos salários reais em relação ao mesmo setor no âmbito externo e contribuir no fortalecimento do câmbio.

Quando se estabelecem questões de “competitividade” no mercado internacional, geralmente se associa ao setor industrial um papel de destaque em tal contexto. Todavia, se tal setor não detém uma parcela significativa no aumento da produtividade total dos fatores dentro do próprio país, tal contribuição pode encobrir a questão mais importante: a contribuição do setor no crescimento total da produtividade do país.

Krugman (1994), através das idéias expostas acima, demonstra que a crença geral de que produtividade é importante porque é crucial para competitividade internacional é equivocada. Produtividade é importante porque está relacionada à riqueza. Quando textos econômicos estabelecem, por exemplo, a seguinte proposição: a elevação da competitividade será o ponto central da agenda de desenvolvimento econômico do Brasil, há uma equivocada visão de qual seja o ponto central do processo de desenvolvimento.

3 METODOLOGIA

A apresentação dos métodos utilizados no presente estudo será dividida em duas partes. De início serão expostos todos os tópicos relacionados aos procedimentos econométricos (item 3.1) e, posteriormente, definir-se-ão as variáveis empregadas na análise e a fonte de dados utilizada (item 3.2).

3.1 Procedimentos econométricos

São quatro os temas discutidos nesse sub-capítulo. O primeiro consiste em uma discussão sobre análise de séries temporais – e, mais especificamente, sobre os testes de raiz unitária (item 3.1.1). O próximo passo (item 3.1.2) consiste em apresentar a metodologia para testar se as variáveis apresentam relação de longo prazo, co-integração, e também, estreitamente relacionada com esse assunto a metodologia que trata da utilização de mecanismo de correção de erro (MCE). Posteriormente, serão discutidos os procedimentos para testar relações de causalidade entre as variáveis de interesse (item 3.1.3) e, finalizando o capítulo, será discutido o modelo VAR¹¹ estrutural (item 3.1.4) utilizado para determinar e quantificar a relação entre produção e produtividade do trabalho.

3.1.1 Raiz unitária

Os procedimentos econométricos propostos para estabelecer relações entre variáveis utilizando dados de séries temporais requerem que as séries sejam estacionárias. Séries estacionárias são aquelas que apresentam média e variância constantes no tempo e covariância dependendo única e exclusivamente do intervalo de tempo considerado. Em economia, é natural que se recorra a séries que converjam para soluções de equilíbrio de longo prazo, ou seja, séries que sejam estacionárias. No entanto, a maior parte das séries econômicas é não-estacionária, o que resulta na necessidade de se utilizar instrumentos econométricos que permitam contornar essa restrição, tal como o de diferenciação das séries.

Os testes de raiz unitária têm como principal finalidade verificar a ordem de integração das séries econômicas, ou seja, o número de diferenças necessário para que a série se torne estacionária. Constatado que uma série é gerada por um processo estacionário, isto implica que os choques serão transitórios e deverão se dissipar num horizonte curto de tempo. Segundo Fava (2000), o nome raiz unitária deriva do fato de que o número de diferenças necessário para tornar uma série estacionária corresponde ao número de raízes sobre o círculo unitário presente no processo gerador da série.

Uma etapa inicial na realização dos testes de raiz unitária consiste na definição da ordem do processo auto-regressivo das séries utilizadas no modelo. A literatura aponta diversos procedimentos que podem ser utilizados com tal finalidade¹², sendo o método conhecido como “geral para específico” e os critérios AIC (*AKAIKE Information Criterion*) e SC (*SCHWARZ Criterion*) os mais aplicados em trabalhos empíricos.

O enfoque “geral para específico” é considerado assintoticamente válido. Tal procedimento consiste em ajustar uma seqüência de regressões, de forma recursiva, começando com um modelo auto-regressivo de ordem $p = p_{max}$ ¹³ e re-estimando o

¹¹ A palavra VAR é uma abreviação do termo inglês *Vector Autoregressive*, ou seja, Vetor Auto-regressivo.

¹² Veja Grasa (1989) e Judge et al. (1985, p.241).

¹³ Pode-se especificar um valor máximo para p com base em:

modelo de forma a eliminar o termo referente à última defasagem se o seu coeficiente apresentar-se estatisticamente não-significativo (Perron, 1994, p.18). O teste é bi-caudal e baseia-se na distribuição normal assintótica.

O outro procedimento, conforme mencionado, prevê o uso de um dos critérios: AIC ou SC. Esse procedimento consiste em estimar várias regressões representativas de modelos auto-regressivos de diferentes ordens e também a soma de quadrados dos resíduos para cada equação, valores estes posteriormente comparados utilizando-se as fórmulas¹⁴:

$$AIC = \ln \sigma^2 + \frac{2}{N} (\text{número de parâmetros}) \quad (3.1)$$

$$SC = \ln \sigma^2 + \frac{\ln N}{N} (\text{número de parâmetros}) \quad (3.2)$$

sendo σ^2 a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo auto-regressivo de ordem p e N o número de observações. O modelo mais adequado é aquele que apresenta o menor valor para os critérios AIC e SC.

Vários estudos sobre a adequação desses critérios têm sido feitos, e os resultados apontam que alguns deles levam à especificação de modelos mais parcimoniosos, o que pode resultar em autocorrelação residual na equação utilizada para o teste de raiz unitária. Por este motivo, utiliza-se também um teste capaz de analisar as autocorrelações dos resíduos conjuntamente - teste Q de Ljung-Box¹⁵. Ao longo do

$$p_{\max} = \text{int} \left\{ 12 \cdot \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} + 2 \right\}$$

onde T é o tamanho da amostra, ou especificá-lo considerando aspectos relacionados ao processo formador da série tal como a sazonalidade, por exemplo.

¹⁴ Maiores detalhes podem ser encontrados em Lütkepohl (1991).

¹⁵ A estatística de Ljung-Box permite testar se os k primeiros coeficientes de autocorrelação são conjuntamente iguais a zero. Tal estatística é definida como:

$$Q(K) = n \cdot (n + 2) \cdot \sum_{k=1}^K \frac{r_k^2}{n - k}, \text{ onde:}$$

trabalho, recorrer-se-á aos resultados fornecidos pelos critérios AIC e SC para determinar a ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento das séries temporais envolvidas na análise.

Nos esquemas clássicos para a identificação da ordem do processo auto-regressivo de uma série temporal, através do uso dos critérios de AIC ou SC, parte-se de uma especificação geral (12 defasagens, por exemplo, se os dados forem mensais) e define-se a ordem do modelo como sendo aquela que está relacionada ao menor valor indicado pelos citados critérios. Quando os critérios AIC e SC indicarem ordem diferente para o processo auto-regressivo que descreve o comportamento de uma série temporal, utiliza-se o teste Q de Ljung-Box para ajudar na especificação final do modelo utilizado para o teste de raiz unitária, de tal forma que se concilie a necessidade de resíduos não-autocorrelacionados e o princípio de parcimônia (menor número de defasagens possível).

No presente estudo, para a realização das estimativas necessárias a obtenção dos valores relacionados aos critérios de AIC e SC, pressupôs-se a ordem máxima do modelo como sendo equivalente a 10% amostra ($p_{máx} = 2$). Feita tal escolha, implementou-se o procedimento seqüencial descrito por Enders (1995, p.257)¹⁶ para verificar a significância dos componentes deterministas e identificar a presença de raiz unitária nas séries utilizadas na análise.

As estatísticas mais conhecidas na literatura destinam-se a testar se a série tem uma raiz unitária, ou seja, trabalham com séries que são originalmente estacionárias ou são estacionárias com a aplicação de uma diferença. O entendimento dos testes implica no conhecimento de certos conceitos preliminares, tal como o de ruído branco definido formalmente a seguir:

Def. (1) [Ruído Branco] – uma série $\{u_t, t \in T\}$ é dito um ruído branco se:

- a) $E(u_t) = 0, \forall t$;
- b) $E(u_t^2) = \sigma^2$, uma constante positiva, $\forall t$;

n = número observações da série; r_k = coeficiente de correlação amostral de ordem k ; $k \in Z^*$ e $Q(K)$ tem distribuição χ^2 com K graus de liberdade. Se $Q(K) > \chi^2$ rejeita-se a hipótese de que os K primeiros coeficientes de autocorrelação são nulos.

c) $E(u_t, u_{t+h}) = 0, \forall h \neq 0, \forall t$. (ou seja: u_t é não-correlacionado no tempo).

Se, em adição às condições apresentadas, a séries u_t tem distribuição normal, diz-se que ela é um ruído branco gaussiano.

O modelo utilizado no teste de raiz unitária pode ser representado por:

$$y_t = \alpha + \beta T + \rho y_{t-1} + u_t \quad (3.3)$$

Uma primeira possibilidade associada a esta representação é que a série y_t varie devido a uma tendência positiva ou negativa ($\beta \neq 0$), de maneira que poder-se-ia torná-la estacionária após ser removida essa tendência determinista, não existindo tendência estocástica na série (i.e., $|\rho| < 1$).

Uma outra possibilidade é a de que y_t cresça seguindo um processo *random walk* com *drift*¹⁷ (i.e., $\alpha \neq 0, \beta = 0$ e $\rho = 1$). Nesse caso, dever-se-ia tomar diferenças de y_t e estas seriam suficientes para tornar a série estacionária.

Se, ao considerar-se o modelo:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (3.4)$$

no qual u_t é um ruído branco, concluir-se que $|\rho| < 1$, tem-se que y_t é estacionária e descrita por um processo AR(1). Se $\rho = 1$, y_t é não-estacionária e descrita por um passeio aleatório (*random walk*). Reescrevendo a equação acima como $(1 - \rho B)y_t = u_t$, pode-se dizer que se a raiz de $(1 - \rho B) = 0$ é igual à unidade ou, de outra forma, se $\rho = 1$, a série tem raiz unitária.

Assim, as hipóteses associadas ao teste de raiz unitária para o modelo em questão são $H_0: \rho = 1$ contra $H_a: \rho < 1$. Fava (2000) salienta que se a hipótese for

¹⁶ Tal procedimento consta do Apêndice desse trabalho.

¹⁷ *Random walk* com *drift* é o mesmo que passeio aleatório com *drift*. Numa equação como: $y_t = \mu + y_{t-1} + u_t$, o termo *drift* se refere a μ . Um processo onde não apareça μ é chamado simplesmente de passeio aleatório (sem drift).

verdadeira, $\hat{\rho}$ apresenta viés negativo e a estatística t dada por $(\hat{\rho}-1)/S_{\hat{\rho}}$ (com $S_{\hat{\rho}}$ sendo o desvio-padrão de $\hat{\rho}$) não tem distribuição t de Student. Para contornar o problema, Fuller (1976) derivou, por meio de simulações, a distribuição de $\hat{\rho}$ sob a hipótese de que $\rho = 1$, surgindo daí as bases para os testes de Dickey-Fuller para raiz unitária.

O teste de DF (Dickey-Fuller) tem como finalidade testar a existência de raiz unitária em y_t quando o processo gerador da série é expresso por um dos modelos abaixo:

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + u_t \quad (3.5)$$

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (3.6)$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (3.7)$$

nas quais u_t é um ruído branco.

Subtraindo-se y_{t-1} de ambos os lados das equações acima apresentadas, tais modelos podem ser reescritos como:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (3.8)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (3.9)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t \quad (3.10)$$

nas quais $\gamma = \rho - 1$.

Logo, testar $H_0: \rho = 1$ nas equações (3.5), (3.6) e (3.7) corresponde a testar $H_0: \gamma = 0$ em (3.8), (3.9) e (3.10). Hipóteses a respeito da significância da constante α , do coeficiente da variável representativa da tendência linear (β) e do coeficiente da variável defasada em (3.8), (3.9) e (3.10) podem ser testadas por meio de estatísticas individuais ($H_0: \alpha = 0$, $H_0: \beta = 0$ e $H_0: \gamma = 0$) e também através de estatísticas conjunta, por exemplo, $H_0: (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$.

Em linhas gerais, o teste DF consiste em estimar as equações (3.8), (3.9) e (3.10) seguindo o critério “geral ao específico”, ou seja, parte-se do modelo mais completo (com constante e tendência) até o modelo mais simples (sem constante e tendência). As estimativas são feitas utilizando mínimos quadrados ordinários, comparando-se as estatísticas t resultantes aos valores críticos gerados por Fuller (1976) e Dickey & Fuller (1981). Quando se testa hipóteses conjuntas, a estatística é construída a partir da soma dos quadrados dos resíduos das equações de regressão.

O teste DF se baseia numa especificação Ar(1). No entanto, se a ordem p do processo auto-regressivo for maior que um, o teste de DF é renomeado para ADF (Augmented Dickey-Fuller). As equações especificadas para o teste ADF incluem, entre as variáveis explicativas, defasagens da variável dependente em número suficiente para se obterem resíduos serialmente não-correlacionados. Dessa forma, pode-se afirmar que o teste ADF, desenvolvido por Dickey & Fuller (1979), recorre a uma correção paramétrica auto-regressiva quando os erros estão serialmente correlacionados. As equações (3.8), (3.9) e (3.10) devem ser “aumentadas”, conforme mostrado a seguir, de forma a se preservar a condição de ruído branco para ε_t .

$$\Delta y_t = \alpha + \beta.t + \gamma.y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma.y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

A sistemática utilizada para implementar o teste ADF é também a de iniciar o processo estimando o modelo mais geral, passando para os modelos mais simples à medida que os termos deterministas apresentarem-se não-significativos¹⁸. A partir do ajustamento das equações (3.11), (3.12) e (3.13) são obtidas as estatísticas τ_ν , τ_μ , τ , ϕ_1 , ϕ_2 , ϕ_3 – tal como apresentado no Quadro 1. As tabelas contendo os valores críticos são as mesmas, tanto no caso dos testes DF como no ADF.

¹⁸ Uma consideração importante é que as séries a serem testadas quanto à raiz unitária não devem ter ciclos ou comportamento sazonal. Por isso, quando necessário, as séries devem ser “dessazonalizadas” antes de se fazer o teste.

Modelo	Estatística do		
Estimado	H_0	Teste	Regra de decisão
(3.8) ou (3.11)	$\gamma = 0$	$\tau_\tau =$ estatística t de $\hat{\gamma}$	$\tau_\tau >$ valor crítico $\Rightarrow H_0$ não é rejeitada
	$(\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$	$\phi_2 = \frac{SQR.(3.10) - SQR.(3.8)}{3.SQR.(3.8)/n}$	$\phi_2 <$ valor crítico $\Rightarrow H_0$ não é rejeitada
	$(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0)$	$\phi_3 = \frac{SQR.(3.9) - SQR.(3.8)}{2.SQR.(3.8)/n}$	$\phi_3 <$ valor crítico $\Rightarrow H_0$ não é rejeitada
(3.9) ou (3.12)	$\gamma = 0$	$\tau_\mu =$ estatística t de $\hat{\gamma}$	$\tau_\mu >$ valor crítico $\Rightarrow H_0$ não é rejeitada
	$(\alpha, \gamma) = (0, 0)$	$\phi_1 = \frac{SQR.(3.9) - SQR.(3.10)}{2.SQR.(3.10)/n}$	$\phi_1 <$ valor crítico $\Rightarrow H_0$ não é rejeitada
(3.10) ou (3.13)	$\gamma = 0$	$\tau =$ estatística t de $\hat{\gamma}$	$\tau >$ valor crítico $\Rightarrow H_0$ não é rejeitada

Quadro 1 - Testes de Dickey-Fuller.

Fonte: Fava (2000)

Notas: $SQR(j)$ é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo j . Tabelas contendo os valores críticos para τ_τ , τ_μ , τ podem ser encontradas em Fuller (1976) e em MacKinnon (1991). Para ϕ_1 , ϕ_2 , ϕ_3 , os valores críticos são apresentados em Dickey & Fuller (1981).

3.1.2 Co-integração e modelo correção de erro (MCE)

Um dos objetivos da econometria é testar empiricamente aspectos relevantes da teoria econômica com bases em modelos de séries temporais. No entanto, a existência de tendência nas variáveis utilizadas no modelo pode levar ao que foi nomeado de regressão espúria por Granger & Newbold (1974), podendo-se aceitar a existência de relação entre variáveis geradas por processos inteiramente independentes. Granger & Newbold (1974) foram os responsáveis pela identificação do fenômeno, enquanto

Phillips (1986) estabeleceu considerações sobre o assunto levando em conta a teoria assintótica.

Granger & Newbold (1974) mostraram que é bastante alta a probabilidade de não se rejeitar estatisticamente a existência de dependência entre duas variáveis geradas por dois processos passeios aleatórios independentes (testes t e F convencionais rejeitam a hipótese nula de ausência de relação linear entre duas variáveis). Segundo os autores, as regressões espúrias costumam apresentar valores elevados para o coeficiente de determinação (R^2) associados a baixos valores para o DW¹⁹, podendo esse fato ser usado no processo de diagnóstico da existência de tal problemática. Nesse sentido, Fava (2000) salienta que regressões com $R^2 > DW$ devem ser olhadas com cautela.

Existe uma situação em que é possível trabalhar com as variáveis em nível, mesmo sendo elas integradas, sem correr o risco de se obter relações espúrias (Phillips, 1986)²⁰. Tal situação existe se as séries são co-integradas. co-integração significa que as variáveis não-estacionárias têm o caminho temporal ligados de forma que no longo prazo apresentem relação de equilíbrio. A equação especificada com as variáveis no nível representa, então, a dinâmica de longo prazo. Se fosse verificada autocorrelação de resíduo nessa equação, sendo o processo gerador da série de erro estacionário, os procedimentos clássicos para sanar o problema poderiam então ser utilizados.

De outro lado, a necessidade de se estabelecer relações de curto prazo leva ao uso de modelos onde as variáveis são expressas nas diferenças. Todavia, se as séries forem co-integradas, o modelo com as variáveis nas diferenças deve incluir um termo que represente os desvios do equilíbrio de longo prazo, sem o que se comete erro de especificação.

As considerações sobre as propriedades de integração das séries temporais são importantes porque permitem que se analise como elas retêm o efeito de um choque, possuindo memória curta (*short-memory*) ou longa (*long-memory*). Numa série que

¹⁹ DW é uma abreviação dada a um teste para identificar a presença de auto-correlação e tal nomenclatura representa uma homenagem aos dois pesquisadores que derivaram a estatística: J. Durbin e G. S. Watson.

²⁰ O processo de identificação do fenômeno pode ser encontrado em Nelson & Kang (1981); a teoria assintótica em Phillips & Durlauf (1988) e as implicações em Kang (1985).

possua memória curta, um choque em tempo passado não possui efeito significativo no valor corrente da série. Em linhas gerais, um choque não é capaz de desviar por muito tempo a trajetória da variável para o seu equilíbrio de longo prazo, sendo esperado apenas um desvio no curto prazo. Em contrapartida, numa série de memória longa, um choque em tempo passado continua tendo efeito significativo no valor corrente da variável.

Se uma série Y_t é $I(d)$ e uma outra série X_t é também $I(d)$, elas podem ser co-integradas (Gujarati, 1995). Engle & Granger (1987) apresentam uma definição formal de co-integração:

Def.(2) [co-integração]: Seja y_t um vetor ($n \times 1$). Os componentes de y_t são ditos co-integrados de ordem (d,b) , denotado por $y_t \sim CI(d,b)$, se:

- a) todos os componentes de y_t são $I(d)$;
- b) existe um vetor $\alpha \neq 0$ tal que $z_t = \alpha' y_t \sim I(d-b)$, $b > 0$.

O vetor α é chamado vetor de co-integração. Tal definição implica que todas as variáveis sejam integradas de mesma ordem e também que a combinação linear das variáveis integradas resulte em uma série cuja ordem de integração é menor do que a das séries originais. O caso mais comum em economia ocorre quando a combinação linear das variáveis é estacionária, isto é, quando $d = b$. Entre as variáveis pode haver no máximo $k-1$ vetores de co-integração linearmente independentes, sendo k o número de variáveis consideradas no modelo.

Para um modelo de regressão linear simples $y_t = a_0 + \gamma x_t + \varepsilon_t$, onde as variáveis y_t e x_t são não-estacionárias e ε_t é uma variável estocástica representando o erro, tem-se que, se a combinação linear especificada por $\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{a}_0 - \hat{\gamma} x_t$ for estacionária, então as variáveis y_t e x_t são co-integradas. O vetor de co-integração estimado é, nesse caso, $\hat{\alpha} = (1 - \hat{a}_0 - \hat{\gamma})$.

Engle & Granger (1987) sugerem um procedimento em duas etapas para testar co-integração entre as variáveis. A primeira etapa envolve a estimação da relação de longo prazo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e a realização de testes de raiz

unitária para os resíduos dessa regressão. A segunda etapa compreende a estimação do modelo de correção de erro (MCE), que é a representação da dinâmica de curto prazo das variáveis co-integradas.

Considerando-se a primeira etapa do processo, o passo inicial para realizar os testes de co-integração, seguindo o enfoque de Engle & Granger (1987), é verificar a ordem de integração das variáveis. Pela def. (2), para serem co-integradas, é necessário que as variáveis tenham a mesma ordem de integração²¹. O teste de Dickey-Fuller ou Dickey-Fuller Aumentado (ADF) pode ser usado para identificar a presença de raiz unitária nas séries, conforme mencionado anteriormente.

O segundo passo consiste em obter a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis y_t e x_t , através da estimativa da equação (3.14) pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Caso as variáveis sejam co-integradas, obtêm-se estimadores “superconsistentes” dos parâmetros de co-integração β_0 e β_1 . De acordo com Stock (1987), a propriedade de “superconsistência” estabelece que se y_t e x_t são ambas variáveis não-estacionárias I(1) e $\varepsilon_t \sim I(0)$, conforme aumenta o tamanho da amostra, os estimadores de MQO convergem para seu valor verdadeiro a uma taxa muito mais rápida do que no caso de variáveis estacionárias I(0).

Para testar a hipótese de que y_t e x_t são não co-integradas com a metodologia de Engle & Granger (1987), testa-se diretamente a hipótese nula $\varepsilon_t \sim I(1)$ contra a hipótese alternativa $\varepsilon_t \sim I(0)$. A rejeição da hipótese nula implica que a seqüência de resíduos seja estacionária e, dado que as variáveis y_t e x_t são ambas I(1), é possível concluir que as séries são co-integradas de ordem (1,1). Engle & Granger recomendam duas estatísticas para testar H_0 - o teste de Dickey-Fuller e o de Durbin-Watson, ambos elaborados com

²¹ Se ambas as variáveis forem estacionárias, não é necessário prosseguir, pois os métodos de estimação padrão aplicam-se às variáveis estacionárias.

base na série de resíduos de (4.12) (*Cointegrated Residuals* – CR) e por isso chamados respectivamente CRADF e CRDW.

Há uma diferença importante no que diz respeito aos valores críticos a serem tomados como referência no teste DF ou ADF. Uma vez que os erros da relação de longo prazo são estimativas dos verdadeiros erros, o valor obtido para a estatística t não deve ser comparado com o valor crítico da distribuição DF, sendo indicado o uso dos valores fornecidos por Engle & Granger (1987), MacKinnon (1991) e Engle & Yoo (1992) (para mais de duas variáveis). A equação utilizada para o teste (CRADF) é definida como:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \cdot \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \cdot \hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (3.15)$$

No curto prazo, as variáveis co-integradas apresentam desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. Sendo então, a dinâmica de curto prazo de variáveis co-integradas, influenciada por tais desvios, existe a necessidade de se utilizar um modelo de correção de erro. Engle & Granger (1987) mostram que, se y_t e x_t são CI(1,1), deve existir um modelo de correção de erro (MCE) e, reciprocamente, um MCE gera séries co-integradas. De maneira mais abrangente, o Teorema da Representação de Granger estabelece que um sistema de variáveis co-integráveis pode ser representado em três formas principais: como um vetor auto-regressivo (VAR), na forma de um mecanismo de correção dos erros (MCE) e na forma de médias-móveis (MA)²². Banerjee (1993, p. 146) ainda acrescenta que o teorema estabelece que tais representações são isomórficas²³ duas a duas.

No enfoque de Engle & Granger (1987), o modelo de correção de erro, o qual representa a dinâmica de curto prazo das variáveis, inclui uma variável (defasada de um

²² O termo MA representa a abreviatura de: *Moving Average*.

²³ A álgebra moderna estabelece que o isomorfismo é uma correspondência biunívoca entre os elementos de dois grupos que preserva as operações de ambos. Banerjee (1993) não se estende na definição desse conceito, todavia prova o teorema da representação partindo de especificações diferentes.

período) representativa dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. Portanto, se y_t e x_t são $C(1,1)$, o MCE pode ser representado pela equação (3.16):

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1} b_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.16)$$

sendo $\hat{\varepsilon}_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$ a estimativa do desvio da relação de equilíbrio de longo prazo no período $(t-1)$, ou seja, é o termo de correção de erro.

A equação (3.16) pode ser estimada por MQO e posteriormente, deve-se verificar a adequação do modelo. Os resíduos não devem apresentar autocorrelação e o coeficiente estimado para o termo de correção de erro (coeficiente que mede a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo) deve ser significativamente diferente de zero para confirmar a existência de co-integração entre as variáveis.

A análise das relações de co-integração sob o enfoque de Engle & Granger apresenta algumas limitações. A mesma não é indicada quando se considera a possibilidade de existir mais de um vetor de co-integração ou quando existe endogeneidade do regressor. Em tais casos deve-se recorrer a outro procedimento para testar a co-integração entre as variáveis. Uma metodologia que tem sido bastante utilizada é a proposta por Johansen (1988), que se baseia na seguinte versão reparametrizada de um modelo VAR(p):

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \mu + \varphi \mathbf{d}_t + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

onde \mathbf{y}_t é um vetor com k variáveis, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_s') = 0$ para qualquer t diferente de s e \mathbf{d}_t é um vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional.

Considerando que r seja o posto da matriz Π , então Π tem r autovalores diferentes de zero. Três situações podem ocorrer: se $r = k$, então \mathbf{y}_t é estacionário; se $r = 0$, então $\Delta \mathbf{y}_t$ é estacionário; finalmente, se $0 < r < k$, existem matrizes α e β tais

que $\Pi = \alpha\beta'$ e o vetor βy_t é estacionário, havendo, portanto, r vetores de co-integração (as r colunas de β). Johansen & Juselius (1990) propuseram dois testes, bem como seus valores críticos, para identificar o número de vetores de co-integração: teste do traço e do λ_{max} . O teste do traço é dado por:

$$-2\ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3.18)$$

e o teste λ_{max} é simplesmente a diferença entre estatísticas-traço consecutivas.

Os critérios AIC (AKAIKE Information Criterion) e SC (SCHWARZ Criterion), num contexto multi-equacional, são utilizados para a determinação do valor de p . Se as séries forem co-integradas, o modelo a ser ajustado com as séries nas diferenças deve incorporar um termo de correção de erro.

3.1.3 Causalidade

A análise de regressão trata da dependência de uma variável em relação a outras variáveis, todavia isso não implica necessariamente causalidade (Gujarati, 1995). O conceito de causalidade está relacionado à idéia de precedência temporal, ou seja, se x causa y , então mudanças em x precederão mudanças em y . Para testar a precedência temporal ou causalidade será utilizado, neste estudo, o teste de Granger. As especificações utilizadas para testar causalidade de Granger, tendo como hipótese que as séries são estacionárias, é a seguinte:

$$y_t = k_0 + \sum_{j=1}^p a_j y_{t-j} + \varepsilon_{0t} \quad (3.19)$$

$$x_t = k_1 + \sum_{i=1}^q b_i x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3.20)$$

$$y_t = k_2 + \sum_{j=1}^p c_j y_{t-j} + \sum_{l=1}^n d_l x_{t-l} + \varepsilon_{2t} \quad (3.21)$$

$$x_t = k_3 + \sum_{i=1}^q e_i x_{t-i} + \sum_{g=1}^m f_g y_{t-g} + \varepsilon_{3t} \quad (3.22)$$

As especificações (3.19) e (3.20) são modelos auto-regressivos, enquanto as especificações (3.21) e (3.22) representam modelos mistos, envolvendo componentes auto-regressivos e de defasagem distribuída.

Para saber se há precedência temporal de x em relação à y , deve-se verificar se os valores passados de x contribuem para explicar as inovações do processo estocástico de y . No caso da resposta ser afirmativa, diz-se que x causa y no sentido de Granger. O teste envolve as equações (3.19) e (3.21).

Para a realização do teste é necessário ajustar as equações (3.19) e (3.21) e obter as respectivas variâncias residuais (nomeadas respectivamente como: $\sigma_{y/y}^2$ e $\sigma_{y/y,x}^2$). Se x ajudar a explicar o processo estocástico de y , então a variância de (3.21) deverá ser menor do que a da equação (3.19), pois x estaria contribuindo para explicar a evolução de y . O teste de causalidade é feito considerando a seguinte fórmula:

$$F = \ln \left(\frac{\sigma_{y/y}^2}{\sigma_{y/y,x}^2} \right) \quad (3.23)$$

A hipótese nula de que $H_0: F_{x \Rightarrow y} = 0$ (isto é, x não causa y no sentido de Granger) pode ser testada através da estatística F , acima apresentada, associada com a seguinte distribuição de χ^2 :

$$n \hat{F}_{x \Rightarrow y} \sim \chi^2(p)$$

onde:

n = número de observações da amostra;

p = número de defasagens adotado.

A estatística \hat{F} é obtida da seguinte equação:

$$\hat{F} = \ln \left(\frac{RRSS}{URSS} \right) \quad (3.24)$$

na qual:

RRSS = soma dos resíduos quadráticos da equação restrita;

URSS = soma dos resíduos quadráticos da equação não-restrita.

Para testar se há precedência temporal de y em relação a x , deve-se verificar se os valores passados de y contribuem para explicar as “inovações” do processo estocástico de x . Caso a resposta seja afirmativa, diz-se que y causa x no sentido de Granger. O teste envolve as equações (3.20) e (3.22), sendo os procedimentos adotados para o teste análogos aos discutidos anteriormente.

Para o teste de causalidade de Granger, estimam-se as equações (3.20) e (3.22) por MQO de forma que o número de defasagens escolhido para as equações gere séries de erro que tenham o comportamento de ruído branco. A hipótese de que y não causa x no sentido de Granger é testada conjuntamente, ou seja: $H_0: f_1 = f_2 = \dots = f_m = 0$. Tal teste pode ser feito comparando as somas dos quadrados dos resíduos obtidas da estimação das equações (3.20) e (3.22), $SQR_{(3.20)}$, $SQR_{(3.22)}$, da maneira indicada a seguir:

$$F = (n - 2.Q) \cdot \frac{SQR_{(3.20)} - SQR_{(3.22)}}{Q \cdot SQR_{(3.22)}} \quad (3.25)$$

Trata-se, portanto, de um teste F cuja estatística tem distribuição $F_{q,n-q}$. Se $F > F_{q,n-q}$, H_0 será rejeitada²⁴.

O teste de Granger pode levar a quatro resultados, a saber: $x \Leftrightarrow y$; $x \Rightarrow y$; $x \Leftarrow y$; e, ainda, que não existe relação causal entre x e y . As restrições ao uso da metodologia de Granger repousam no fato da mesma ser muito sensível ao número de defasagens usado no modelo (Gujarati, 1995) e de ela fornecer apenas uma medida de *feedback* linear entre duas variáveis.

3.1.4 VAR (modelo auto-regressivo vetorial) e VAR estrutural²⁵

A metodologia VAR surgiu como uma contestação às restrições que eram impostas sobre os modelos macroeconômicos. Até a década de 1970, a abordagem macroeconômica tradicional baseava-se na estimação de modelos na forma estrutural, utilizando-se de dois mecanismos: classificação *a priori* das variáveis em endógenas e exógenas e imposição de restrições zero nos parâmetros estruturais. Tal procedimento era associado ao trabalho da Cowles Commission²⁶.

Um dos críticos que se opuseram a essa abordagem foi Christopher Sims (1980), questionando principalmente a validade das restrições impostas sobre os modelos. As principais críticas estavam relacionadas aos dois pontos principais já citados. Segundo o autor, a classificação das variáveis em endógenas ou exógenas era arbitrária e a imposição de valores iguais a zero para os coeficientes da forma estrutural

²⁴ Onde Q é o número de defasagens.

²⁵ A elaboração desse item é baseada em Bacchi (1997).

²⁶ The Cowles Commission foi fundada em 1932 por Alfred Cowles. Seu objetivo era relacionar a teoria econômica com a matemática e estatística. Sua principal contribuição foi consolidar dois importantes segmentos da economia: teoria do equilíbrio geral e econometria.

era feita sem respaldo da teoria econômica – o objetivo era apenas garantir a identificação dos modelos.

Sims (1980) propôs uma abordagem alternativa baseada na estimação de modelos na forma reduzida, onde todas as variáveis pudessem ser consideradas endógenas e fosse estabelecido o menor número de restrições possíveis. Os modelos de auto-regressão vetorial (VAR) foram propostos pelo autor como uma alternativa aos modelos estruturais multi-equacionais. A partir de então, a metodologia VAR tornou-se uma abordagem bastante utilizada na análise de questões macroeconômica.

Bacchi (1997) salienta que o uso da metodologia VAR é um instrumento bastante eficaz para estimar modelos que envolvam inter-relações complexas de variáveis, permitindo a obtenção de elasticidades de impulso k períodos à frente. Tais elasticidades permitem avaliar o comportamento das variáveis em resposta a choques (inovações) individuais em quaisquer dos componentes do sistema e também analisar, através de simulações, os efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer²⁷. Além disso, a metodologia VAR permite a decomposição da variância do erro de previsão de uma variável k períodos à frente, em percentagens a serem atribuídas a cada variável componente do sistema. Assim pode-se avaliar o poder explanatório de uma variável sobre as demais.

Segundo Bacchi (1997), a metodologia VAR tem como limitação a estrutura recursiva das relações contemporâneas entre as variáveis. O modelo conhecido como VAR estrutural desenvolvido por Bernanke (1986) supera tal restrição e permite estabelecer relações contemporâneas tomando a teoria econômica como referência (Bernanke, 1986; Hamilton, 1994). Dessa forma é necessário desenvolver modelo teórico que conduza a hipóteses que fundamentem as restrições a serem impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis, de modo a se obter identificação no modelo empírico²⁸.

²⁷ A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques sem a necessidade de se supor condições *coeteris paribus* para as outras variáveis do modelo.

²⁸ Discussão de condições para a identificação de modelos é apresentada em Harvey (1990) e Hamilton (1994).

O modelo VAR será utilizado na análise proposta neste estudo, podendo ser representado por:

$$\mathbf{B}_0 \mathbf{y}_t = \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.26)$$

onde \mathbf{y}_t é um vetor com as variáveis de interesse; \mathbf{B}_j são matrizes ($n \times n$) para qualquer j , com \mathbf{B}_0 sendo a matriz de relações contemporâneas e $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é um vetor $n \times 1$ de choques ortogonais. Além de se considerar que os componentes de $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ são não correlacionados serialmente, adota-se a suposição de que eles não têm causa comum, tratando-os como mutuamente não correlacionados, de tal forma que $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') = \mathbf{D}$.

A equação (3.26) pode ser escrita como:

$$\mathbf{B}(L) \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.27)$$

onde $\mathbf{B}(L)$ é um polinômio em L ($\mathbf{B}_0 + \mathbf{B}_1 L + \mathbf{B}_2 L^2 + \dots + \mathbf{B}_p L^p$) com L sendo o operador de defasagem tal que $L^j y_t = y_{t-j}$ para j inteiro. Para fins de estimação, multiplica-se previamente (3.27) por \mathbf{B}_0^{-1} e obtém-se a forma reduzida:

$$\mathbf{A}(L) \mathbf{y}_t = \mathbf{u}_t \quad (3.28)$$

onde $\mathbf{A}(L) = \mathbf{B}_0^{-1} \mathbf{B}(L)$, $\mathbf{A}_0 = \mathbf{I}_n$ e $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}_0^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t$

A matriz de covariância dos resíduos é:

$$\boldsymbol{\Omega} = \mathbf{B}_0^{-1} \mathbf{D} \mathbf{B}_0^{-1} \quad (3.29)$$

A equação (3.29) pode ser estimada pelo Método dos Mínimos Quadrados. O procedimento de Bernanke, incluído no programa RATS - Regression Analysis of Time

Series, estima, através da maximização do logaritmo da função de verossimilhança condicionada em $\hat{\Omega}$, sob a pressuposição de normalidade dos resíduos, os coeficientes de \mathbf{B}_0 e \mathbf{D} . Na estimação impõe-se a restrição de que a matriz tenha apenas 1s na diagonal principal, sendo fixado em zero todos os coeficientes que não forem considerados livres.

A estimativa dos parâmetros estruturais é então obtida estimando \mathbf{B}_0 e \mathbf{D} que maximizam a função:

$$L = -(Tn/2)\log(2\pi) + (T/2)\log|\mathbf{B}_0|^2 - (T/2)\log|\mathbf{D}| - (T/2)\text{tr}\left\{\left(\mathbf{B}_0' \mathbf{D}^{-1} \mathbf{B}_0\right) \hat{\Omega}\right\}$$

Se o processo é estacionário, a equação (3.29) pode ser escrita na forma de média móvel²⁹:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}(L)\mathbf{u}_t \quad (3.30)$$

onde $\mathbf{C}(L)$, que é estimado conhecendo-se $\mathbf{A}(L)$, é um polinômio de ordem infinita de matrizes \mathbf{C}_j .

Escrevendo a equação (3.30) em termos de \mathbf{e}_t tem-se:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}(L)\mathbf{B}_0^{-1}\mathbf{e}_t \quad (3.31)$$

que pode ser usada para analisar a intensidade e o perfil temporal dos impulsos (efeitos dos choques ortogonais) e a decomposição da variância do erro de previsão, isto é, a importância de cada variável em termos da capacidade de explicar a variância dos erros das demais.

Supondo-se agora que cada série do vetor \mathbf{y}_t seja integrada de ordem d - I(d), ou seja, não estacionária devido à presença de raiz unitária (tendência estocástica), então

²⁹ Condição de estacionariedade é discutida em Lütkepohl (1991).

um VAR nas diferenças deve ser estimado. O VAR nas diferenças pode assim ser representado:

$$\mathbf{A}^*(L)(1-L)\mathbf{y}_t = \mathbf{u}_t \quad (3.32)$$

onde $\mathbf{A}_j^* = -\sum_{j=i+1}^p \mathbf{A}_j$.

Estimando-se o modelo (3.28), quando os dados são gerados pelo modelo (3.32), pode-se ter sérias conseqüências para as propriedades estatísticas dos estimadores e testes estatísticos, como demonstrado na literatura sobre "regressões espúrias" (ver Hamilton, 1994). Além disso, se o processo for não-estacionário, o modelo auto-regressivo não pode ser representado na forma de média móvel, o que impossibilita as simulações baseadas nas funções de impulso-resposta do VAR. No presente estudo, as inter-relações entre as variáveis de interesse foram analisadas por meio da estimação dos vetores auto-regressivos.

3.2 Definição das variáveis e fonte de dados

3.2.1 Produção

Segundo Samuelson et al. (1993, p.862), produção total (*output*) é o montante produzido de uma mercadoria, mensurado em unidades físicas. Tal definição por si só aponta para a dificuldade de agregação da produção dos diferentes setores da economia, cujos produtos têm medidas tão distintas, a fim de se obter o produto total. O procedimento mais utilizado para contornar tal problemática é usar o valor real da produção como uma aproximação (Marinho et al., 2000).

No presente estudo, os dados obtidos para a estimação da lei de Kaldor-Verdoorn em relação à indústria de transformação foram extraídos de Bonelli (1998). Tal autor sugere que as medidas de produtividade devem referir-se à variação do valor adicionado real por unidade de insumos usados na produção. Todavia, para o cálculo da produtividade industrial, foi estabelecido que a variação do valor adicionado real segue a variação da produção física real. Logo, as séries utilizadas para o valor total da produção na indústria de transformação (VTind) foram as geradas por Bonelli (1998) com base numa medida do nível de atividade industrial, ou seja, o indicador de produção física da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF) do IBGE.

Com relação ao setor agrícola, a série utilizada para representar o valor da produção total (VT) foi extraída do trabalho de Barros (1999). Tal autor utilizou um índice de quantidade de Laspeyres, tomando os preços em 1973 (nominais e tendo como período base o mês de dezembro). Os dados para a elaboração do índice de quantidade, englobando a produção de lavouras e a produção pecuária, foram extraídos da Produção Agrícola Municipal (PAM) e da Produção Pecuária Municipal (PPM), ambas estatísticas divulgadas pelo IBGE³⁰. Os valores fornecidos pela PPM também foram complementados com dados divulgados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA).

3.2.2 Emprego

Os estudos voltados tanto para a indústria de transformação quanto para a agricultura sinalizam que o emprego (mão-de-obra) é a variável que apresenta maiores ressalvas a serem feitas. O conceito de emprego está relacionado à definição do fator trabalho. Rossetti (1997) define o fator trabalho como constituído pela parcela da população total economicamente mobilizável³¹. Tal parcela é definida pela faixa etária apta para o exercício de atividade de produção, cujos limites variam em função do estágio de desenvolvimento da economia e de um conjunto de definições institucionais,

³⁰ Uma descrição detalhada dos itens que foram considerados para a elaboração do valor total da produção (VT) pode ser encontrado em Barros (1999, p.87-89).

³¹ Rossetti (1997) define população economicamente mobilizável como a parcela da população total apta para o exercício de atividades econômicas.

geralmente expresso pela legislação social e previdenciária. Da faixa produtiva, na qual se encontra a parcela da população economicamente mobilizável, a maior parte constitui a população economicamente ativa; outra parte permanece inativa por razões involuntárias ou voluntariamente.

No presente estudo o fator trabalho é designado como emprego ou mão-de-obra. Para a indústria de transformação, a série utilizada como medida da variável emprego (MOind), foi retirada de Bonelli (1998). Tal autor mensura essa variável através da evolução do nível de emprego na indústria de transformação obtida junto às pesquisas do IBGE (Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais / PIM – DG). Bonelli (1998) ressalta que em anos mais recentes tal estatística pode exagerar na queda do nível de emprego.

Com relação ao setor agrícola, a série do emprego (MO) foi retirada do trabalho de Barros (1999). Tal autor faz uso da Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD) realizada pelo IBGE. Todavia, por um problema de mudança de método ocorrido em 1992 com a PNAD, Barros (1999) recorre a uma tabulação especial cedida por Gasques & Conceição (1998). Além disso, Barros (1999) acrescenta duas mudanças de procedimento em relação à tabulação especial: a transformação da série de emprego em equivalentes-homem (EH) e a remuneração do fator trabalho através do salário do trabalhador mensalista publicado pela FGV.

3.2.3 Produtividade parcial do trabalho

A variável produtividade parcial do trabalho já foi definida anteriormente (item 2.2). Portanto, cabe nesse item sinalizar especificamente de que forma foram construídas as séries de produtividade parcial do trabalho (para o setor agrícola e industrial) que serão utilizadas ao longo do trabalho.

Para a indústria de transformação, a série utilizada como medida da produtividade parcial do trabalho (PPTind) foi extraída de Bonelli (1998). O autor elabora tal medida utilizando o método das razões: no numerador, a série de mão-de-

obra e no denominador, a série de valor total da produção (VTind). No que diz respeito à mão-de-obra, o autor utilizou a evolução do nível de emprego na indústria de transformação das pesquisas do IBGE – Pesquisa Industrial Mensal / Dados Gerais (PIM-DG).

Com relação ao setor agrícola, a série de produtividade parcial do trabalho (PPT) foi elaborada por Barros (1999) considerando também o método das razões: no numerador, a série de mão-de-obra, e no denominador, a série de valor total da produção (VT)³². Segundo esse autor, na elaboração das séries de valor total da produção (VT) e produtividade parcial do trabalho (PPT) sua inspiração remonta ao esquema da contabilidade do crescimento estabelecido no estudo de Bonelli (1998). Isso implica que a metodologia de elaboração das séries para os dois setores analisados é a mesma.

3.2.4 Fonte de dados

Os dados utilizados no presente estudo são, conforme já discutido, oriundos de duas fontes: Barros (1999) e Bonelli (1998). Do trabalho de Barros (1999) foram extraídas as séries do setor agrícola, para o período de 1975 a 1995, relativas à produtividade parcial do trabalho (nomeada como PPT ao longo do trabalho), ao emprego (nomeada como MO) e ao valor total da produção (nomeada como VT). Do estudo de Bonelli (1998) foram obtidas as séries da indústria de transformação, para o período de 1970 a 1997, relativas à produtividade parcial do trabalho (tratada como PPTind ao longo deste estudo), ao emprego (tratado como Moind) e ao valor total da produção (tratado como VTind)³³.

Antes de se estabelecer qualquer modelagem para as variáveis que serão utilizadas no estudo, é interessante observar graficamente as propriedades estocásticas

³²Como foge do escopo desse trabalho um aprofundamento na discussão dos problemas relacionados à construção da série de mão-de-obra no Brasil em relação ao setor agrícola, uma pormenorização do tema pode ser vista no autor citado.

das referidas séries. A evolução dessas séries de dados pode ser visualizada na Figura 1 (séries em nível), Figura 2 (séries em logaritmo) e na Figura 3 (séries em diferenças dos logaritmos).

A inspeção visual da Figura 1 e da Figura 2 indica a possibilidade de existir alguma forma de não-estacionariedade nas séries originais (em nível) e nas transformadas em logaritmos. As séries retiradas de Barros (1999) compreendem vinte e uma observações, podendo ser classificadas como amostra pequena. Isso implica que qualquer transformação dos dados originais pode acarretar uma mudança substancial nos resultados.

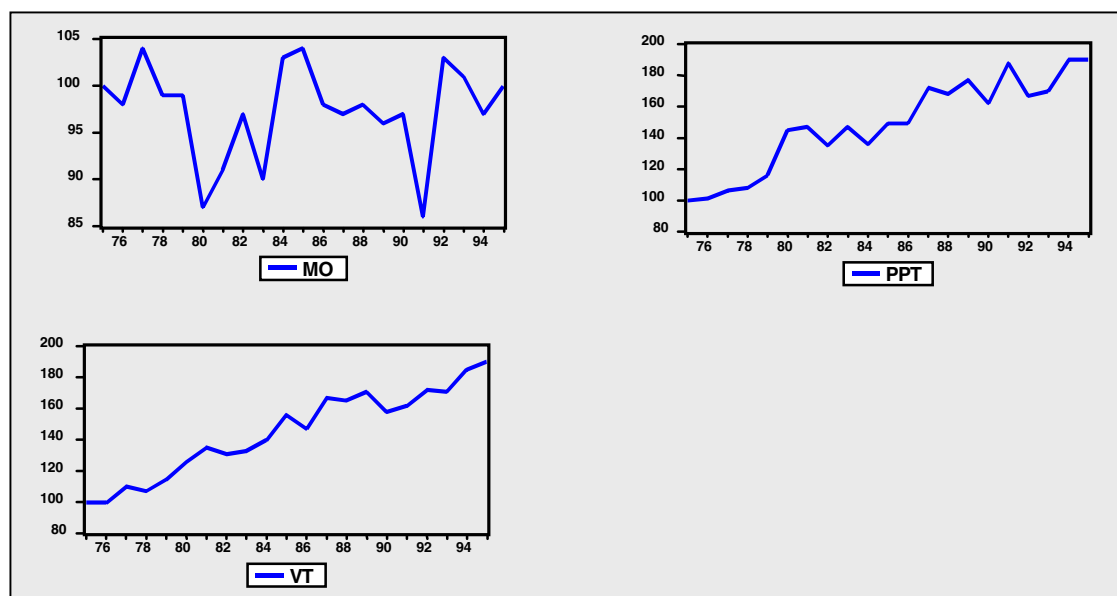


Figura 1 - Evolução dos índices de produtividade parcial do trabalho (PPT), emprego (MO) e valor total da produção (VT) no setor agrícola, para o período de 1975-1995.

Fonte: Elaborado a partir dos dados estimados por Barros (1999)

³³ A disponibilidade de dados resulta nessa diferença de períodos tomados para análise. O mesmo problema pode ser encontrado no estudo de Bonelli (1998), no qual a análise para o setor agrícola e para a indústria de transformação é realizada utilizando séries em períodos distintos.

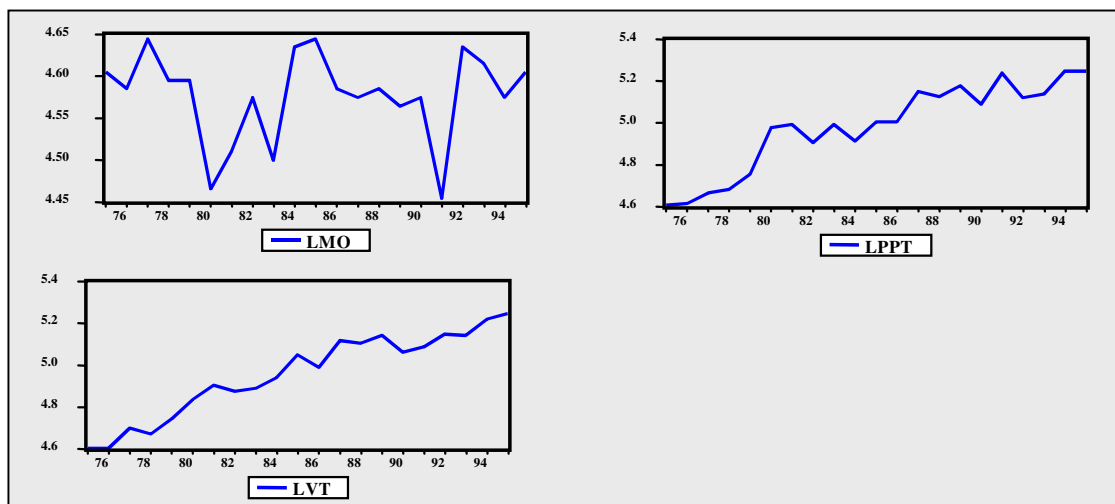


Figura 2 - Trajetórias temporais dos logaritmos das séries: produtividade parcial do trabalho (LPPT), emprego (LMO) e valor total da produção (LVT), no setor agrícola para o período de 1975-1995.

Fonte: Elaborado a partir dos dados estimados por Barros (1999)

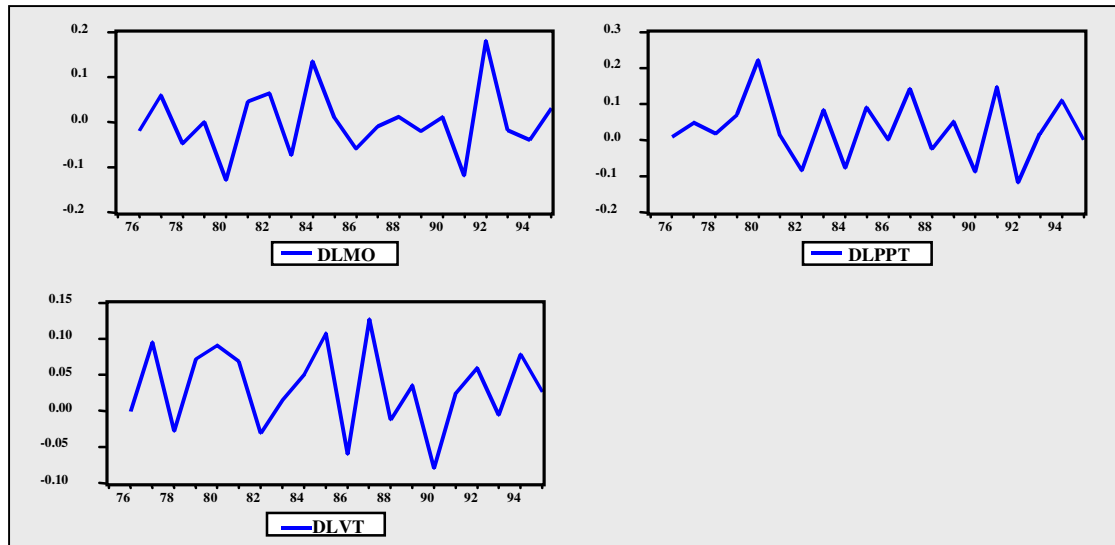


Figura 3 - Trajetórias temporais das diferenças dos logaritmos das séries: produtividade parcial do trabalho (DLPT), emprego (DLMO) e valor da produção (DLVT), no setor agrícola para o período de 1975-1995.

Fonte: Elaborado a partir dos dados estimados por Barros (1999)

Analogamente às séries do setor agrícola, vislumbra-se a possibilidade das séries para a indústria de transformação serem não-estacionárias em nível e em logaritmo (Figura 4 e a Figura 5).

As séries utilizadas tanto para o setor agrícola como para a indústria de transformação, ao longo deste estudo, foram as transformadas pela aplicação de logaritmo. Todos os testes econométricos serão apresentados com essa transformação efetuada nas séries originais.

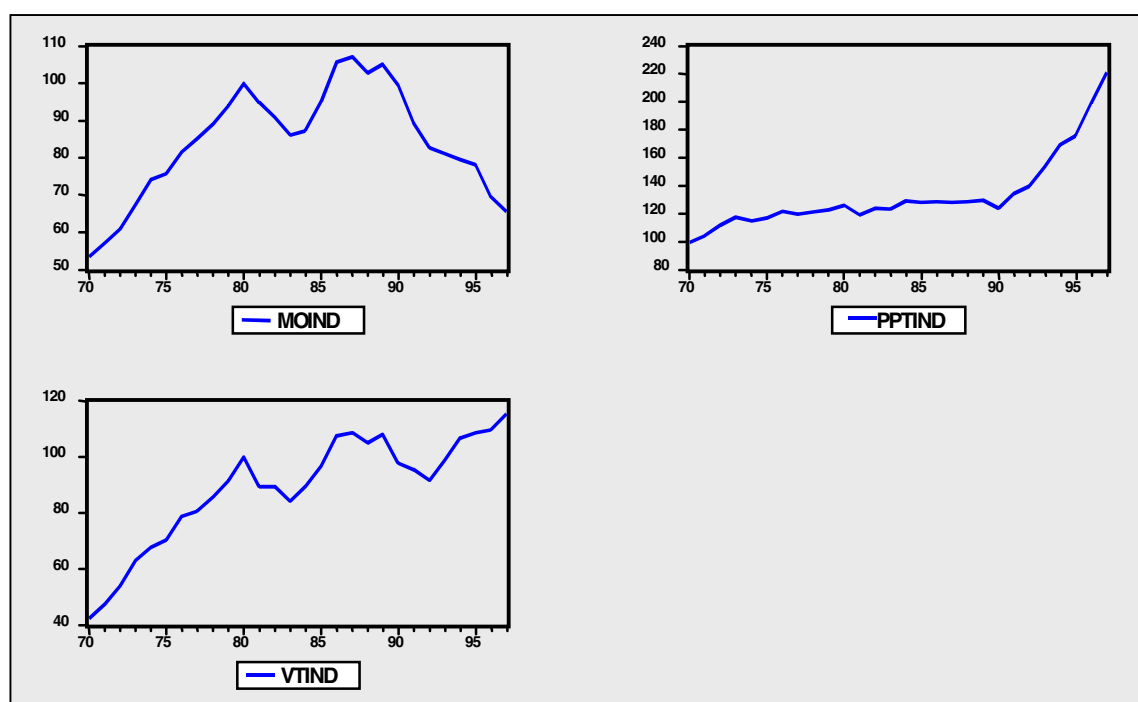


Figura 4 - Evolução dos índices de produtividade parcial do trabalho (PPTind), emprego (MOind) e valor total da produção (VTind) para a indústria de transformação, no período de 1970-1997.

Fonte: Elaborado a partir dos dados estimados por Bonelli (1998)

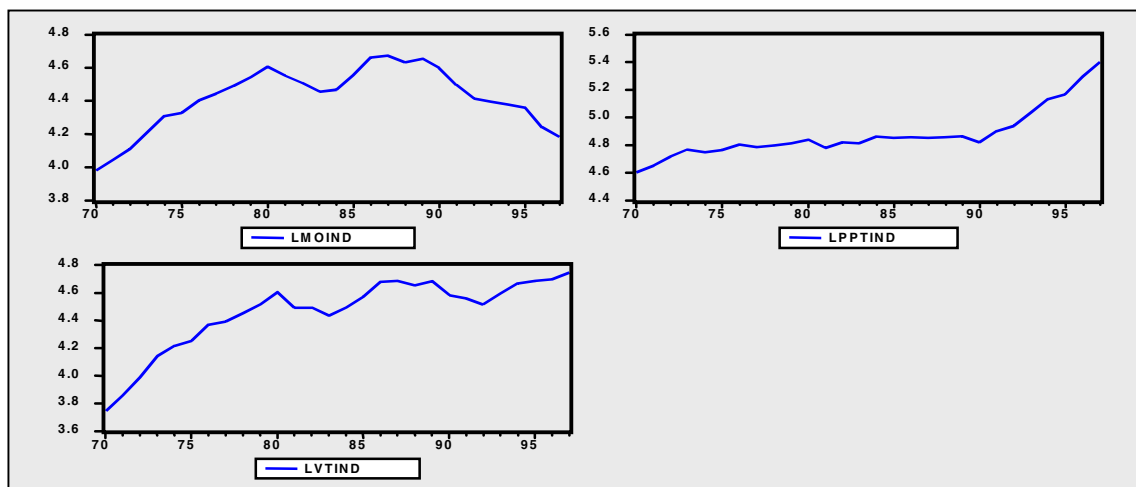


Figura 5 - Trajetórias temporais dos logaritmos das séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind), emprego (LMOind) e valor total da produção (LVTind), para a indústria de transformação no período de 1970-1997.

Fonte: Elaborado a partir dos dados estimados por Bonelli (1998)

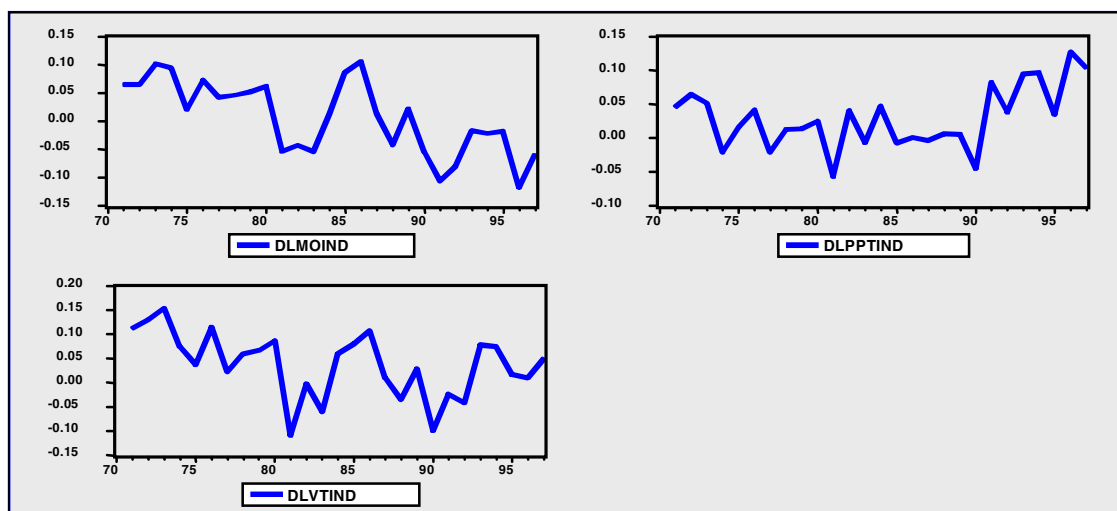


Figura 6 - Trajetórias temporais das diferenças dos logaritmos das séries produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), emprego (DLMOind) e valor total da produção (DLVTind), para a indústria de transformação no período de 1970-1997.

Fonte: Elaborado a partir dos dados estimados por Bonelli (1998)

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesse capítulo são apresentados os resultados obtidos na realização dos testes de raiz unitária (item 4.1); co-integração e mecanismo de correção de erro (item 4.2); causalidade (item 4.3) e na estimação do VAR estrutural (item 4.4). Em cada item desse capítulo serão apresentados, inicialmente, os resultados obtidos para o setor agrícola e, posteriormente, para a indústria de transformação.

4.1 Testes de raiz unitária

Setor agrícola

Os resultados dos critérios de AIC e SC para as séries das variáveis: produtividade parcial do trabalho (LPPT), emprego (LMO) e valor total da produção (LVT) são apresentados nas Tabelas 1 e 2, indicando que tais séries são descritas por um processo auto-regressivo de ordem dois – AR(2), no caso das séries valor total da produção (LVT) e produtividade parcial do trabalho (LPPT), e por um processo auto-regressivo de ordem um – AR(1), no caso da série de emprego (LMO). Partindo-se dessa formulação geral, manteve-se no modelo utilizado no teste de raiz unitária somente as defasagens que apresentaram coeficientes significativos.

Tabela 1. Resultados dos critérios de AIC para as séries valor total da produção (LVT), emprego (LMO) e produtividade parcial do trabalho (LPPT), para a agricultura.

Número de defasagens	Critério de AIC (<i>AKAIKE Information Criterion</i>)		
	LVT	LMO	LPPT
1	-51,4442	-51,4442	-35,5577
2	-53,5856	-53,5856	-36,9570

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 2. Resultados dos critérios de SC para as séries valor total da produção (LVT), emprego (LMO) e produtividade parcial do trabalho (LPPT), para a agricultura.

Número de defasagens	Critério de SC (<i>SCHWARZ Information Criterion</i>)		
	LVT	LMO	LPPT
1	-49,5553	-48,7109	-33,6688
2	-50,7523	-45,7912	-34,1237

Fonte: Dados da pesquisa

Posteriormente à identificação da ordem do processo auto-regressivo das séries utilizadas em relação ao setor agrícola, passou-se à realização do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para essas séries. Foi utilizado o procedimento sequencial descrito no Apêndice 1 para verificar a significância dos componentes deterministas e identificar a presença de raiz unitária nas séries.

O resultado do teste ADF para as séries produtividade parcial do trabalho (LPPT), valor total da produção (LVT) e emprego (LMO), em nível, são apresentados na Tabela 3. Os valores não-significativos das estatísticas τ_τ , $\tau_{\beta\tau}$, ϕ_3 , τ_μ , $\tau_{\alpha\mu}$ e ϕ_1 ,

apresentados na referida tabela, indicam que, para as três séries, os elementos deterministas tendência e constante não devem ser incluídos no modelo para testar a presença de raiz unitária.

Há que se fazer uma ressalva quanto a tais resultados. No caso do modelo com constante, para a série valor total da produção (LVT), o teste ϕ_I apresentou-se significativo, contrariando os resultados obtidos para os coeficientes individuais. Apesar dessa discrepância observada, as séries foram tomadas como sendo I(1), sendo a estatística τ utilizada para os testes nas referidas séries, cujos resultados encontram-se na última linha da Tabela 3.

Tabela 3. Resultados da identificação dos elementos deterministas e testes de raiz unitária para as séries valor total da produção (LVT), produtividade parcial do trabalho (LPPT) e emprego (LMO), tomadas em nível e se referindo ao setor agrícola.

Estatística	Séries em nível		
	LPPT	LVT	LMO
τ_τ	-1,792	-2,521	-2,760
$\tau_{\beta\tau}$	1,428	2,485	0,252
ϕ_3	1,661	3,187	3,870
τ_μ	-1,451	-1,428	-2,855
$\tau_{\alpha\mu}$	1,518	1,570	2,255
ϕ_I	2,464	7,064*	4,007
τ	1,567	3,277	0,001

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: os valores críticos para as estatísticas DF e ADF são encontrados em MacKinnon (1991), Fuller (1976) e Dickey & Fuller (1981); * significativo a 5%. O tamanho da amostra utilizada para realização dos testes foi 21.

Os resultados do teste ADF relativos à estatística τ mostram que os valores são não-significativos, indicando a presença de raiz unitária nas três séries analisadas em nível. Por essa razão, os testes foram realizados novamente utilizando-se as séries nas primeiras diferenças. Os modelos, nos quais as séries são tomadas nas primeiras diferenças, têm uma defasagem a menos na sua especificação e os resultados obtidos no ajustamento são apresentados na Tabela 4. As três séries apresentaram-se estacionárias na primeira diferença, visto que a hipótese de raiz unitária foi rejeitada ao nível de significância de 1%. Dessa forma, conclui-se que elas são integradas de ordem I(1).

Tabela 4. Resultados dos testes de raiz unitária para as séries valor total da produção (LVT), produtividade parcial do trabalho (LPPT) e emprego (LMO), na primeira diferença – referente ao setor agrícola.

Estatística	Séries nas diferenças		
	DLPPT	DLVT	DLMO
τ	-5,435*	-4,544*	-6,884*

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: * significativo a 1% de probabilidade. O tamanho da amostra utilizada para realização dos testes foi 20.

Indústria de transformação

Os resultados dos critérios AIC e SC para as séries das variáveis produtividade parcial do trabalho (LPPTind), valor total da produção (LVTind) e emprego (LMOind) são apresentados nas Tabelas 5 e 6, indicando que as séries são descritas por um processo auto-regressivo de ordem dois – AR(2), no caso da série de emprego (LMOind), e por um processo auto-regressivo de ordem um – AR(1), no caso das séries valor total da produção (LVTind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind).

Também nesse caso manteve-se no modelo utilizado no teste de raiz unitária apenas as defasagens que apresentaram coeficiente significativo.

Tabela 5. Resultados dos critérios de AIC para as séries valor total da produção (LVTind), emprego (LMOind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind), para a indústria de transformação.

Número de defasagens	Critério de AIC (<i>AKAIKE Information Criterion</i>)		
	LVTind	LMOind	LPPTind
1	-64,4847	-57,8315	-79,2225
2	-62,8711	-69,9962	-77,2249

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 6. Resultados dos critérios de SC para as séries valor total da produção (LVTind), emprego (LMOind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind), para a indústria de transformação.

Número de defasagens	Critério de SC (<i>SCHWARZ Information Criterion</i>)		
	LVTind	LMOind	LPPTind
1	-61,9685	-55,3153	-76,7063
2	-59,0968	-66,2219	-73,4506

Fonte: Dados da pesquisa

Posteriormente à identificação da ordem do processo auto-regressivo das séries utilizadas em relação à indústria de transformação, procedeu-se à realização do teste de raiz unitária. Os resultados do teste ADF para essas séries, em nível, são apresentados na Tabela 7. As séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind), valor total da produção (LVTind) e emprego (LMOind) apresentaram valores não-significativos para as

estatísticas τ_τ , $\tau_{\beta\tau}$, ϕ_3 , τ_μ , $\tau_{\alpha\mu}$ e ϕ_I . Os resultados apresentados na referida tabela indicam que, para as três séries, os elementos deterministas tendência e constante não devem ser incluídos no modelo para testar a presença de raiz unitária. Neste caso, a estatística ADF apropriada para os testes é a τ , cujos resultados encontram-se na última linha da Tabela 7.

Os resultados do teste ADF relativos à estatística τ mostram que os valores são não-significativos, indicando a presença de raiz unitária nas três séries analisadas em nível. Dessa forma, foi realizado novamente o teste ADF para essas séries tomadas nas primeiras diferenças, cujos resultados são apresentados na Tabela 8. As três séries apresentaram-se estacionárias na primeira diferença, visto que a hipótese de raiz unitária foi rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 7. Resultados da identificação dos elementos deterministas e testes de raiz unitária para as séries valor total da produção (LVTind), produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e emprego (LMOind), tomadas em nível e se referindo à indústria de transformação.

Estatística	Séries em nível		
	LPPTind	LVTind	LMOind
τ_τ	1,00188	-3,06001	-1,13081
$\tau_{\beta\tau}$	0,12248	1,85752	-1,73134
ϕ_3	2,34588	5,07267	3,57917
τ_μ	2,21043	-2,44855	-1,95661
$\tau_{\alpha\mu}$	-2,14792	2,49620	1,95061
ϕ_I	4,82362	3,69088	1,92230
τ	2,091646	0,96419	-0,18864

Notas: os valores críticos para as estatísticas DF e ADF são encontrados em MacKinnon (1991), Fuller (1976) e Dickey & Fuller (1981). O tamanho da amostra utilizada para realização dos testes foi 28.

Tabela 8. Resultados dos testes de raiz unitária para as séries valor total da produção (LVTind), emprego (LMOind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind), na primeira diferença - referente à indústria de transformação.

Estatística	Séries nas diferenças		
	DLPPTind	DLVTind	DLMOind
τ	-2,63574**	-2,40364**	-2,34441**

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: ** significativo a 5% de probabilidade. O tamanho da amostra utilizada para realização dos testes foi 27.

4.2 Co-integração e mecanismo de correção de erro (MCE)

Setor agrícola

Após verificar-se a ordem de integração das séries utilizadas para as estimações no setor agrícola, deve-se analisar a relação de co-integração entre as mesmas. Tal procedimento mostra se as séries movem-se conjuntamente no longo prazo. A primeira etapa para testar co-integração consiste em estimar a relação de equilíbrio de longo prazo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Duas relações de co-integração serão testadas e tais referem-se as equações (2.1) e (2.2). A relação de longo prazo entre o valor total da produção (LVT) e a produtividade parcial do trabalho (LPPT) foi estimada na forma da equação (4.1):

$$LPPT_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot LVT_t + e_t \quad (4.1)$$

onde:

LVT_t = logaritmo do valor total da produção no momento t ;

β_0 = constante;

β_1 = coeficiente que representa a elasticidade da produtividade parcial do trabalho (LPPT) em relação ao valor total da produção (LVT) no longo prazo;

$LPPT_t$ = logaritmo da produtividade parcial do trabalho no momento t ;

e_t = termo de erro.

Os resultados da estimativa da relação de longo prazo, representada pela equação (4.1), são apresentados na Tabela 9. Se as variáveis LVT e LPPT forem co-integradas, o método de MQO resulta em estimadores “super consistentes” dos parâmetros de longo prazo. A análise da estacionariedade dos resíduos da equação (4.1), segundo a abordagem de Engle-Granger, utilizando os valores tabelados em Engle & Granger (1987), indica que as séries produtividade parcial do trabalho (LPPT) e valor total da produção (LVT) são co-integradas.

Tabela 9. Resultados da estimativa da relação de longo prazo entre as séries de valor total da produção (LVT) e produtividade parcial do trabalho (LPPT), para o setor agrícola.

Relação de longo prazo entre : LVT e LPPT	
Análise de Regressão	F = 278,52 *
Variáveis	Coeficientes
Constante	0,0007 (0,002)
LVT_t	1,004* (16,69)

Notas: os valores da estatística t encontram-se entre parênteses; *significativos a 1%.

Os resultados da Tabela 9 fornecem o seguinte vetor de co-integração normalizado a ser considerado no modelo de correção de erro (tal modelo será utilizado ao longo dos testes de causalidade):

1,000 *LPPT* - 0,0007 -1,004 *LVT*

Visando obter uma maior robustez para os resultados do teste de co-integração das variáveis, recorreu-se também à metodologia de Johansen (1988) apresentada no capítulo 3. Os resultados dos testes de co-integração das séries: produtividade parcial do trabalho (*LPPT*) e valor total da produção (*LVT*), obtidos utilizando a referida metodologia e apresentados na Tabela 10, indicam que tais séries são co-integradas. O modelo a ser ajustado deve, portanto, ser um modelo de correção de erro – VEC. O termo de correção de erro - $\beta' y_t$ encontrado foi:

$$LVT = - 1,093309 + 1,193927.LPPT$$

Tabela 10. Resultados dos testes de co-integração das séries produtividade parcial do trabalho (*LPPT*) e valor total da produção (*LVT*), para o setor agrícola.

Hipótese	Autovalor	Testes	
		Traço	λ máximo
$r \leq 1$	0,284	6,359	6,359
$r = 0$	0,535	20,897*	14,538**

Notas: * valor significativo a 0,05 de probabilidade; ** valor significativo a 0,10 de probabilidade. Valores críticos em Johansen & Juselius (1990) – modelo com constante não restrita.

Obs: Resultados encontrados considerando a ordem do VAR igual a dois, com base nos resultados dos testes de AIC (*AKAIKE Information Criterion*), SC (*SCHWARZ Criterion*), HQ (*HANNAN-QUINN Criterion*) e FPE (*Final Prediction Criterion*).

De maneira análoga, deve-se estabelecer a relação de longo prazo entre o emprego (*LMO*) e o valor total da produção (*LVT*), sendo tal relação descrita na forma da equação (4.2):

$$LMO_t = \beta_2 + \beta_3 \cdot LVT_t + \mu_t \quad (4.2)$$

onde:

LVT_t = logaritmo do valor total da produção no momento t ;

β_2 = constante;

β_3 = coeficiente que representa a elasticidade do valor total da produção (LVT) em relação ao emprego (LMO) no longo prazo;

LMO_t = logaritmo do emprego no momento t ;

μ_t = termo de erro.

As estimativas de longo prazo, representadas pela equação (4.2), são apresentadas na Tabela 11. Novamente recorreu-se ao vetor de co-integração gerado pela equação cujos resultados são apresentados na Tabela 11 para ser utilizado nos testes de causalidade, visto que as séries emprego (LMO) e valor total da produção (LVT) mostraram-se co-integradas.

Tabela 11. Resultados da estimativa da relação de longo prazo entre as séries de valor total da produção (LVT) e emprego (LMO), em relação ao setor agrícola.

Relação de longo prazo entre: LVT e LMO	
Análise de Regressão	F = 0,0046 (0,946)
Variáveis	Coeficientes
Constante	4,5978 (15,1773)
LVT _t	-0,0041* (-0,06786)

Notas: os valores da estatística t encontram-se entre parênteses; *significativos a 1%.

Os resultados da Tabela 11, fornecem o seguinte vetor de co-integração normalizado:

$$1,000 LMO - 4,5978 + 0,0041 LVT$$

Visando confirmar tal resultado, recorreu-se à metodologia de Johansen (1988) previamente definida ao longo do capítulo 3. Os resultados do teste de co-integração das séries valor total da produção (LVT) e emprego (LMO), obtidos pela referida metodologia e apresentados na Tabela 12, indicam que tais séries são co-integradas. O modelo a ser ajustado deve, portanto, ser um modelo de correção de erro – VEC. O termo de correção de erro - $\beta' y_t$ encontrado foi:

$$LVT = - 23,67620 + 6,371685.LMO$$

Tabela 12. Resultados dos testes de co-integração das séries emprego (LMO) e valor total da produção (LVT), para o setor agrícola.

Hipótese		Testes	
H ₀	Autovalor	Traço	λ máximo
$r \leq 1$	0,284	6,357	6,357
R = 0	0,532	20,793*	14,436**

Notas: * valor significativo a 0,05 de probabilidade; ** valor significativo a 0,10 de probabilidade. Valores críticos em Johansen & Juselius (1990) – modelo com constante não restrita.

Obs: Resultados encontrados considerando a ordem do VAR igual a dois, com base nos resultados dos testes de AIC (*AKAIKE Information Criterion*), SC (*SCHWARZ Criterion*), HQ (*HANNAN-QUINN Criterion*) e FPE (*Final Prediction Criterion*).

Indústria de transformação

De maneira análoga ao setor agrícola, as séries consideradas para a indústria de transformação mostraram-se integradas de ordem um e por isso deve-se analisar a relação de co-integração entre as mesmas. A relação de longo prazo entre o valor total da produção (LVTind) e a produtividade parcial do trabalho (LPPTind) foi estimada

com base numa equação semelhante à equação (4.1) e tais resultados são representados na Tabela 13.

Tabela 13. Resultados da estimativa da relação de longo prazo entre as séries de valor total da produção (LVTind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind), referente à indústria de transformação.

Relação de longo prazo entre: LVTind e LPPTind	
Análise de Regressão	F = 23,7977*
Variáveis	Coefficientes
Constante	2,7505782* (6.29788)
LVTind _t	0,4771724* (4.87829)

Notas: os valores da estatística t encontram-se entre parênteses; *significativos a 1%.

Os resultados da Tabela 13 fornecem o seguinte vetor de co-integração normalizado:

$$1,000 LPPTind - 2,7505782 - 0,4771724 LVTind$$

As séries valor total da produção (LVTind) e produtividade parcial do trabalho (LPPTind) mostram-se não-cointegradas, segundo a abordagem de Engle-Granger. Para confirmar tais resultados, recorreu-se à metodologia de Johansen (1988). Os resultados do teste de co-integração das séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e valor total da produção (LVTind), obtidos pela referida metodologia e apresentados na Tabela 14, indicam que tais séries são co-integradas. O modelo a ser ajustado deve, portanto, ser um modelo de correção de erro – VEC. O termo de correção de erro - $\beta' y_t$ encontrado foi:

$$LVTind = - 3,809824 + 1,743891.LPPTind$$

Tabela 14. Resultados dos testes de co-integração das séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e valor total da produção (LVTind), referente à indústria de transformação.

Hipótese	Autovalor	Testes	
		traço	λ máximo
$r \leq 1$	0,269	8,153	8,153
$R = 0$	0,609	32,556*	24,403*

Notas: *valores significativos a 0,01 de probabilidade. Valores críticos em Johansen & Juselius (1990) – modelo com constante não restrita.

Obs: Resultados encontrados considerando a ordem do VAR igual a dois, com base nos resultados dos testes de AIC (*AKAIKE Information Criterion*), SC (*SCHWARZ Criterion*), HQ (*HANNAN-QUINN Criterion*) e FPE (*Final Prediction Criterion*).

A relação de longo prazo foi testada entre o emprego (LMOind) e o valor total da produção (LVTind), sendo considerada de maneira semelhante à forma da equação (4.2). As estimativas de longo prazo, representadas por tal equação, são apresentadas na Tabela 15. Os resultados indicam, também nesse caso, que tais séries não-cointegram segundo a metodologia de Engle-Granger.

Tabela 15. Resultados da estimativa da relação de longo prazo entre as séries de valor total da produção (LVTind) e emprego (LMOind), referente à indústria de transformação.

Relação de longo prazo entre LVTind e LMOind	
Análise de Regressão	F = 113,5874*
Variáveis	Coefficientes
Constante	2,0906851* (4,77016)
LVTind _t	0,5220902* (5,31877)

Notas: os valores da estatística t encontram-se entre parênteses; *significativos a 1%.

Os resultados da Tabela 15 fornecem o seguinte vetor de co-integração normalizado:

$$1,000 LMOind - 2,0906851 - 0,5220902 LVTind$$

Visando confirmar a hipótese de que as séries LVTind e LMOind não co-integram, recorreu-se a metodologia de Johansen (1988) definida no capítulo 3. Os resultados do teste de co-integração das séries valor total da produção (LVTind) e emprego (LMOind), obtidos pela referida metodologia e apresentados na Tabela 16, indicam que tais séries são co-integradas.

Tabela 16. Resultados dos testes de co-integração das séries emprego (LMOind) e valor total da produção (LVTind), referente à indústria de transformação.

Hipótese	Autovalor	Testes	
		traço	λ máximo
$r \leq 1$	0,258	7,746	7,746
$r = 0$	0,687	37,964*	30,218*

Notas: *valores significativos a 0,01 de probabilidade. Valores críticos em Johansen & Juselius (1990) – modelo com constante não restrita.

Obs: Resultados encontrados considerando a ordem do VAR igual a dois, com base nos resultados dos testes de AIC (*AKAIKE Information Criterion*), SC (*SCHWARZ Criterion*), HQ (*HANNAN-QUINN Criterion*) e FPE (*Final Prediction Criterion*).

O modelo a ser ajustado deve, portanto, incluir um termo de correção de erro – VEC. O termo de correção de erro - $\beta' y_t$ encontrado foi:

$$LVTind = - 5,437195 + 2,171326.LMOind$$

4.3 Causalidade

Visando confirmar a hipótese formulada por Kaldor-Verdoorn de que a inter-relação entre valor total da produção e produtividade parcial do trabalho se dá no sentido de que é o crescimento da primeira variável que influencia o crescimento da segunda e não o contrário, foi realizado o teste de causalidade de Granger utilizando um modelo de correção de erro.

Além disso, utilizando a equação (2.2), testou-se o sentido da causalidade entre emprego e valor total da produção, visando estabelecer de maneira indireta o coeficiente de Verdoorn. Inicialmente os resultados são apresentados para o setor agrícola e posteriormente para a indústria de transformação.

Setor agrícola

Com base nos resultados da Tabela 17 pode-se concluir que a hipótese nula de que a produção não causa a produtividade parcial do trabalho não foi rejeitada, o mesmo ocorrendo com a hipótese nula de que a produtividade parcial do trabalho não causa a produção.

O fato de não se ter verificado causalidade entre as variáveis, produção e produtividade parcial do trabalho, referentes ao setor agrícola, não significa que não possa existir uma dependência entre essas variáveis. As variações que ocorrem na produção podem ser transmitidas de forma rápida para a produtividade parcial do trabalho e o fato de se estar usando dados anuais não permite que a causalidade entre essas variáveis seja identificada.

Tabela 17. Resultados dos testes de causalidade de Granger para as séries produtividade parcial do trabalho (LPPT) e valor total da produção (LVT), tomadas na primeira diferença.

Def.	Hipótese Nula (H_0)	Teste F	Probabilidade	Rejeição H_0
2	DLVT não causa DLPPT	0,34058	0,71859	Não
	DLPPT não causa DLVT	0,12356	0,88498	Não

Fonte: Dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 18, pode-se concluir que a hipótese nula de que a produção não causa o emprego não foi rejeitada, o mesmo ocorrendo com a hipótese nula de que o emprego não causa a produção. Novamente, o fato de não se ter verificado causalidade entre as variáveis valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referentes ao setor agrícola, não significa que não possa existir uma causalidade entre essas variáveis.

Tabela 18. Resultados dos testes de causalidade de Granger para as séries emprego (LMO) e valor total da produção (LVT), tomadas na primeira diferença.

Def.	Hipótese Nula (H_0)	Teste F	Probabilidade	Rejeição H_0
2	DLVT não causa DLMO	0,31267	0,73778	Não
	DLMO não causa DLVT	0,21058	0,81330	Não

Fonte: Dados da pesquisa

Na busca das relações de causalidade na agricultura, embora os resultados não permitam afirmar com segurança se elas existem ou não, pode-se observar que as probabilidades associadas ao teste de causalidade são menores no sentido estabelecido pelas postulações da lei de Kaldor-Verdoorn na forma das equações (2.1) e (2.2).

Indústria de transformação

Observando os resultados da Tabela 19, pode-se concluir que a hipótese nula de que o valor total da produção não causa a produtividade parcial do trabalho foi rejeitada; o mesmo não ocorrendo com a hipótese nula de que a produtividade parcial do trabalho não causa o valor total da produção.

Tabela 19. Resultados dos testes de causalidade de Granger para as séries produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e valor total da produção (LVTind), referente à indústria de transformação.

Def.	Hipótese Nula (H_0)	Teste F	Probabilidade	Rejeição H_0
2	DLVTind não causa DLPPTind	13,97731	0,0001850	Sim
	DLPPTind não causa DLVTind	0,70334	0,5073652	Não

Fonte: Dados da pesquisa

Por outro lado, tomando os resultados da Tabela 20, pode-se concluir que a hipótese nula de que o valor total da produção não causa o emprego foi rejeitada, ocorrendo o mesmo com a hipótese nula de que o emprego não causa o valor total produção.

Tabela 20. Resultados dos testes de causalidade de Granger para as séries emprego (LMOind) e valor total da produção (LVTind), referente à indústria de transformação.

Def.	Hipótese Nula (H_0)	Teste F	Probabilidade	Rejeição H_0
2	DLVTind não causa DLMOind	3,50558	0,0505989	Sim
	DLMOind não causa DLVTind	8,82738	0,0019450	Sim

Fontes: Dados da pesquisa

4.4 Modelo de auto-regressão vetorial (VAR) com identificação pelo processo de Bernanke

Nessa parte do trabalho relatam-se inicialmente os resultados do ajustamento do modelo de auto-regressão vetorial envolvendo as variáveis: produtividade parcial do trabalho e valor total da produção. Posteriormente, relatam-se os resultados do ajustamento do modelo de auto-regressão vetorial envolvendo as variáveis emprego e valor total da produção. Tais ajustamentos são feitos tanto para o setor agrícola quanto para a indústria de transformação, sendo construídos modelos de correção de erro no qual as variáveis foram tomadas nos logaritmos dos valores observados. Essa especificação compatibiliza-se com as feitas na maior parte de estudos descritos na literatura que tratam da análise da lei de Kaldor-Verdoorn.

Conforme já discutido, a matriz \mathbf{B}_0 de relações contemporâneas é construída a partir de hipóteses baseadas em modelos econômicos e/ou fundamentada em observações factuais. Além das influências contemporâneas especificadas através dessa

matriz, cada variável é influenciada pelas demais defasadas. Para compreender porque as variáveis que apresentam efeito positivo (negativo) devem ter sinal negativo (positivo) em \mathbf{B}_0 , basta lembrar que tais variáveis devem ser transpostas para o segundo membro da equação, quando terão, então, seus sinais trocados.

Baseado no que foi discutido ao longo do capítulo que tratou do referencial teórico, pressupõe-se os seguintes encadeamentos para estudar as relações entre as variáveis de interesse: a) valor total da produção (LVT) \rightarrow produtividade parcial do trabalho (LPPT) e b) valor total da produção (LVT) \rightarrow emprego (LMO)³⁴. Dessa forma, a matriz \mathbf{B}_0 foi concebida como sendo triangular inferior. Na posição (1,1) dessa matriz aparece o valor total da produção em ambos os casos. A produtividade parcial do trabalho e o emprego aparecem na posição (2,2) respectivamente nos casos a) e b), sendo influenciada pelo valor total da produção em ambos os casos – observa-se tal relação através de um coeficiente diferente de zero na posição (2,1) em ambos os casos.

Setor agrícola

Na Tabela 21 apresenta-se o coeficiente estimado para a matriz \mathbf{B}_0 . Conforme esperado, o coeficiente da matriz \mathbf{B}_0 é negativo, assegurando que o efeito contemporâneo do valor total da produção (DLVT) sobre a produtividade parcial do trabalho (DLPPT) é positivo. A estimativa do desvio-padrão, apresentada ao lado do respectivo coeficiente, indica que ele é significativo. Pode-se observar, considerando o valor do coeficiente e seu desvio-padrão, que estatisticamente ele não difere da unidade, indicando elasticidade unitária.

Tabela 21. Estimativa da Matriz \mathbf{B}_0 do modelo considerando as variáveis em diferença valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT) – modelo de correção de erro, referente ao setor agrícola.

	DLVT	DLPPT
DLVT	1	
DLPPT	-1,07589 (0,19410)	1

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: Ao lado do coeficiente aparece a estimativa do respectivo desvio-padrão.

Na Tabela 22 apresenta-se o coeficiente estimado para a matriz \mathbf{B}_0 do modelo que relaciona valor total da produção e emprego. Tal coeficiente é positivo, assegurando que o efeito contemporâneo do valor total da produção (DLVT) sobre o emprego (DLMO) é negativo. No entanto, a estimativa do desvio-padrão, apresentada ao lado do respectivo coeficiente, indica não significância estatística do mesmo.

Tabela 22. Estimativa da Matriz \mathbf{B}_0 do modelo considerando as variáveis em diferença valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO) – modelo de correção de erro, referente ao setor agrícola.

	DLVT	DLMO
DLVT	1	
DLMO	0,09566 (0,19151)	1

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: Ao lado do coeficiente aparece a estimativa do respectivo desvio-padrão.

Nas Tabelas 23, 24, 25 e 26 são apresentadas as decomposições das variâncias dos erros de previsão, considerando 6 períodos (anos). Em cada uma dessas tabelas

³⁴ No caso da indústria de transformação, o mesmo encadeamento foi utilizado.

aparecem as estimativas dos desvios padrões desses erros, bem como a proporção dos mesmos atribuída a cada variável dos dois modelos considerados para o setor agrícola. As Tabelas 23 e 24 sintetizam os resultados do modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT). Posteriormente, as Tabelas 25 e 26 sintetizam os resultados do modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO).

Na Tabela 23 observa-se, qualquer que seja o período considerado, que mais de 96,2% da variância do erro de previsão da variável valor total da produção (DLVT) deve-se à própria variável. A variável produtividade parcial do trabalho (DLPPT) explica de 0% a 3,79% da variância do erro de previsão da variável valor total da produção (DLVT).

Na Tabela 24 é apresentada a decomposição da variância dos erros de previsão da série produtividade parcial do trabalho (DLPPT), verificando-se que o valor total da produção (DLVT) explica tal desagregação num montante de aproximadamente 63,05% a 62,1%; cabendo à produtividade parcial do trabalho (DLPPT) explicar a menor parte de tal variância (entre aproximadamente 38,73% e 36,94%, dependendo do período). Embora, os resultados não sejam conclusivos, é possível estabelecer que a influência do valor total da produção (DLVT) seja maior na explicação da variância da produtividade parcial do trabalho (DLPPT) do que no sentido inverso.

Tabela 23. Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, valor total da produção (DLVT) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT), referente ao setor agrícola.

Períodos	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)	
		DLVT	DLPPT
1	0,048	100,000	0,000
2	0,053	96,928	3,072
3	0,058	96,346	3,654
4	0,055	96,381	3,619
5	0,055	96,279	3,721
6	0,055	96,219	3,781

Fonte: Dados da pesquisa

A análise das Tabelas 25 e 26 indicam, qualquer que seja o período abordado, que a maior parte da variância do erro de previsão das variáveis valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO) deve-se aos efeitos próprios. No caso da variância do erro de previsão da variável valor total da produção (DLVT), pode-se observar, recorrendo à Tabela 25, que apenas uma parcela marginal daquela variância (de 0% a 3,16%) é explicada pelo emprego (DLMO). A mesma análise se aplica aos resultados encontrados na Tabela 26.

Tabela 24. Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, produtividade parcial do trabalho (DLPPT) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT), referente ao setor agrícola.

Períodos	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)	
		DLVT	DLPPT
1	0,066	63,057	36,943
2	0,069	61,263	38,737
3	0,070	62,272	37,728
4	0,070	62,155	37,845
5	0,071	62,106	37,894
6	0,071	62,139	37,861

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 25. Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, valor total da produção (DLVT) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referente ao setor agrícola.

Períodos	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)	
		DLVT	DLMO
1	0,049	100,00	0,000
2	0,053	97,445	2,555
3	0,055	96,968	3,032
4	0,055	96,996	3,004
5	0,055	96,900	3,100
6	0,055	96,845	3,155

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 26. Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, emprego (DLMO) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referente ao setor agrícola.

Períodos	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)	
		DLVT	DLMO
1	0,040	1,366	98,634
2	0,047	2,791	97,209
3	0,048	2,837	97,163
4	0,048	3,041	96,959
5	0,049	3,363	96,637
6	0,049	3,458	96,542

Fonte: Dados da pesquisa

A resposta da variável produtividade parcial do trabalho (DLPPT) frente a um choque de 1% na variável valor total da produção (DLVT) é de aproximadamente 1,07% no primeiro período, desaparecendo nos períodos subsequentes. O efeito do choque é dissipado mais lentamente na série produtividade parcial do trabalho (ao longo cinco períodos) enquanto que na própria série (DLVT) tal efeito desaparece mais rapidamente (ao longo de quatro períodos), conforme se verifica na Figura 7 e Apêndice 2. O valor total da produção (DLVT) é pouco afetado por choques na produtividade parcial do trabalho (Figura 8).

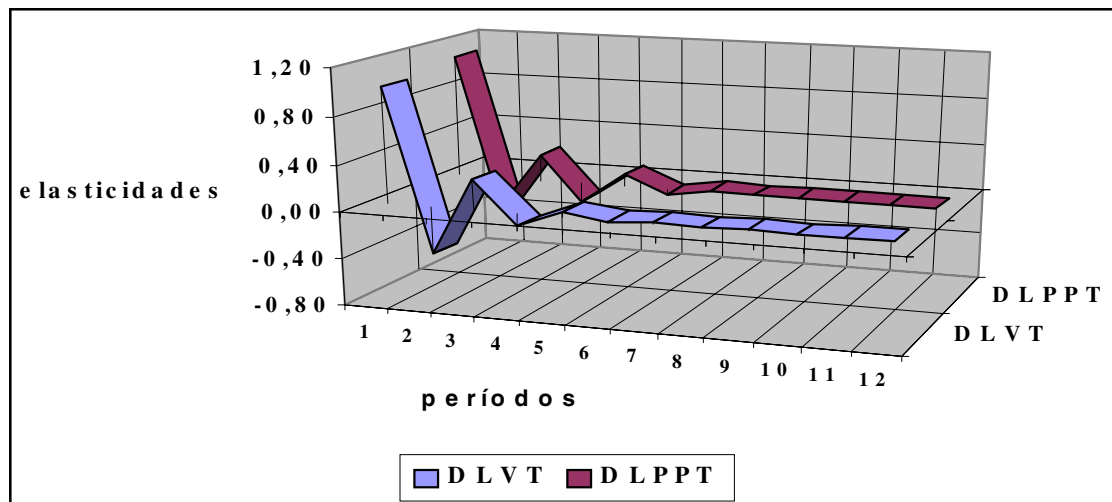


Figura 7 – Resposta do choque na variável valor total da produção (DLVT) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT), referente ao setor agrícola.

Fonte: Dados da pesquisa

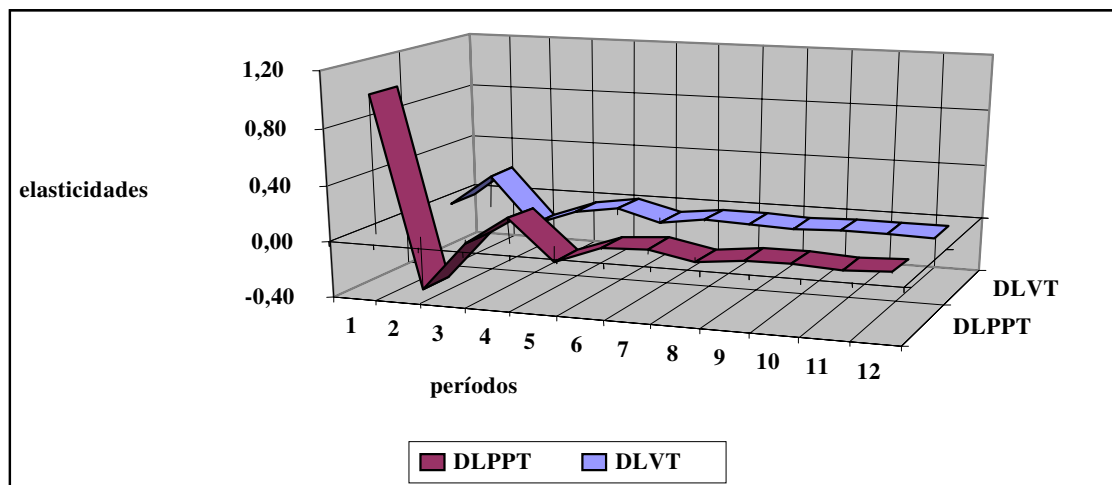


Figura 8 – Resposta do choque na variável produtividade parcial do trabalho (DLPPT) - no modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho (DLPPT), referente ao setor agrícola.

Fonte: Dados da pesquisa

A resposta da variável emprego (DLMO) frente a um choque de 1% na variável valor total da produção (DLVT) é de aproximadamente -0,09% no primeiro período. O efeito do choque é dissipado mais lentamente na própria série de valor total da produção (ao longo de quatro períodos) enquanto que na série de emprego (DLMO) tal efeito desaparece mais rapidamente (ao longo de dois períodos), conforme se verifica na Figura 9 e Apêndice 3. O valor total da produção (DLVT) é pouco afetado por choques no emprego (Figura 10).

Considerando que na literatura sobre séries temporais discute-se a possibilidade de que um processo TS possa confundir-se com um DS quando se tratam de pequenas amostras, optou-se por ajustar também um modelo considerando que as séries valor total da produção (LVT) e produtividade parcial do trabalho (LPPT) pudessem ser estacionárias em torno de uma tendência determinista. De maneira análoga, tal ajustamento foi realizado para o modelo que relaciona emprego (LMO) e valor total da produção (LVT).

Os resultados indicam uma relação contemporânea entre as séries valor total da produção (LVT) e produtividade parcial do trabalho (LPPT) de grande magnitude (0,860), sendo estatisticamente significativa. Observou-se, nesse caso, que de 35 a 45% da variância do erro de previsão da série produtividade parcial do trabalho (LPPT) são explicadas pelo valor total da produção (LVT). Assim como no modelo de correção de erro, os efeitos das variações na produção sobre a produtividade do trabalho desaparecem rapidamente no tempo. Modelo alternativo excluindo a variável tendência foi ajustado e os resultados obtidos ratificam os dos testes de raiz unitária que indicam que as séries são não estacionárias, uma vez que os impactos dos choques apresentam um comportamento persistente no tempo.

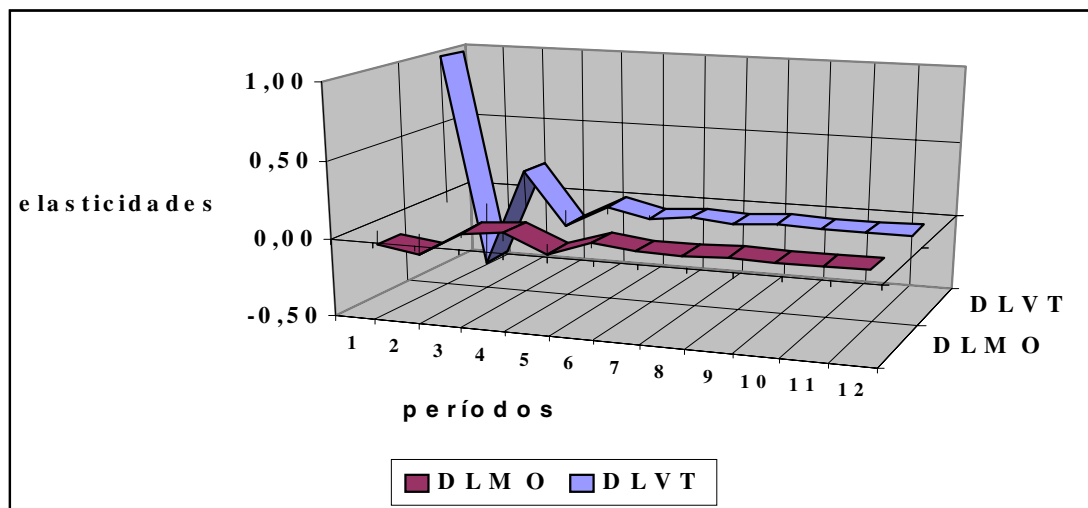


Figura 9 – Resposta do choque na variável valor total da produção (DLVT) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referente ao setor agrícola.

Fonte: Dados da pesquisa

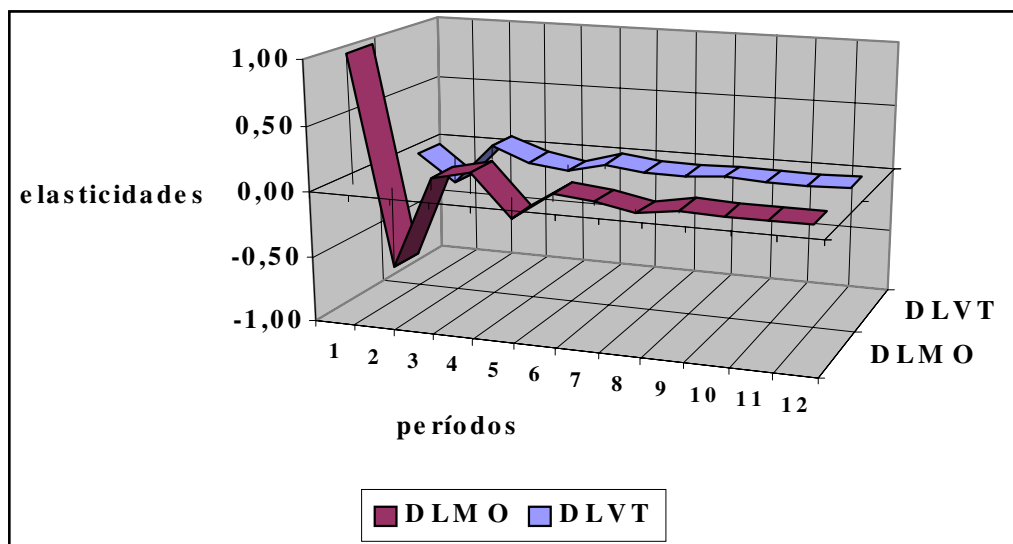


Figura 10 – Resposta do choque na variável emprego (DLMO) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO), referente ao setor agrícola.

Fonte: Dados da pesquisa

No modelo que relaciona valor total da produção (LVT) e emprego (LMO), o efeito contemporâneo do ajustamento com a componente tendência e as variáveis em nível foi positivo e de magnitude igual a 0,12. Tal efeito foi estatisticamente significativo e com sinal contrário ao do ajustamento realizado anteriormente. Comparando a decomposição da variância de tal modelo com a do modelo apresentado inicialmente, observa-se que o valor total da produção (LVT) passa a explicar de 1 a 8,5% da variância da série de emprego (LMO). Então, incluir uma tendência com as variáveis em nível estreita a relação entre emprego (LMO) e valor total da produção (LVT). Quando se estabelece um modelo alternativo excluindo a variável tendência, novamente ratificam-se os resultados dos testes de raiz unitária que indicam que as séries de emprego (LMO) e valor total da produção (LVT) são não estacionárias.

Antes de proceder aos testes para a indústria de transformação, há que se ressaltar que Kaldor (1975) encontrou valor próximo de um para a relação entre produção e produtividade do trabalho quando analisava a validade da lei de Kaldor-Verdoorn para a agricultura, considerando dados de 12 países. A correspondente relação entre emprego e valor total da produção apresentou, no estudo citado, ajustamento não-satisfatório.

Indústria de transformação

Nas Tabelas 27 e 28 apresentam-se os coeficientes estimados para a matriz \mathbf{B}_0 em relação à indústria de transformação. Inicialmente são expostos os resultados do ajustamento do modelo de auto-regressão vetorial envolvendo as variáveis produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e valor total da produção (LVTind). Posteriormente, relatam-se os resultados do ajustamento do modelo de auto-regressão vetorial envolvendo as variáveis emprego (LMOind) e valor total da produção (LVTind).

Na Tabela 27 observa-se que o coeficiente da matriz \mathbf{B}_0 é negativo, assegurando que o efeito contemporâneo do valor total da produção (DLVTind) sobre a produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) é positivo. A estimativa do desvio-padrão, apresentada ao lado do respectivo coeficiente, indica significância do mesmo.

Pode-se observar que o valor do coeficiente encontrado para a indústria de transformação situa-se num patamar bem inferior ao estimado para o setor agrícola. O resultado da matriz \mathbf{B}_0 para o modelo de correção de erro indica que uma variação no valor da produção causa uma variação contemporânea proporcionalmente menor na produtividade parcial do trabalho.

Tabela 27. Estimativa da Matriz \mathbf{B}_0 do modelo considerando as variáveis em diferença valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) – modelo de correção de erro, referente à indústria de transformação.

	DLVTind	DLPPTind
DLVTind	1	
DLPPTind	-0,26470 (0.05797)	1

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: Ao lado do coeficiente aparece a estimativa do respectivo desvio-padrão.

Na Tabela 28 apresentam-se os resultados do ajustamento do modelo que envolve o valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind). O coeficiente da matriz \mathbf{B}_0 é negativo, assegurando que o efeito contemporâneo de tal relação é positivo. A estimativa do desvio-padrão, apresentada ao lado do respectivo coeficiente, indica significância do mesmo, sendo a magnitude de $-0,71$.

Tabela 28. Estimativa da Matriz B_0 do modelo considerando as variáveis em diferença valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind) – modelo de correção de erro, referente à indústria de transformação.

	DLVTind	DLMOind
DLVTind	1	
DLMOind	-0,71679 (0,04092)	1

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: Ao lado do coeficiente aparece a estimativa do respectivo desvio-padrão.

Nas Tabelas 29, 30, 31 e 32 são apresentadas as decomposições das variâncias dos erros de previsão, considerando 6 períodos (anos). Em cada uma dessas tabelas aparecem as estimativas dos desvios padrões desses erros, bem como a proporção da variância dos mesmos atribuída a cada variável dos dois modelos considerados em relação à indústria de transformação. Nas Tabelas 29 e 30 são sintetizados os resultados do modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind). Posteriormente, nas Tabelas 31 e 32 sintetizam-se os resultados do modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind).

Observa-se na Tabela 29, qualquer que seja o período considerado, que mais de 99% da variância do erro de previsão da série valor total da produção deve-se à própria variável e somente uma parte marginal do erro de previsão dessa série é explicada pela produtividade parcial do trabalho (DLPPTind).

Tabela 29. Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, valor total da produção (DLVTind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), referente à indústria de transformação.

Períodos	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)	
		DLVTind	DLPPTind
1	0,058	100,000	0,000
2	0,059	99,986	0,014
3	0,061	99,195	0,805
4	0,061	99,185	0,815
5	0,061	99,148	0,852
6	0,061	99,144	0,856

Fonte: Dados da pesquisa

Na Tabela 30 apresenta-se a decomposição da variância dos erros de previsão da série produtividade parcial do trabalho (DLPPTind). Observa-se que o valor total da produção (DLVTind) explica de 45,4% a 57,5% da variância do erro de previsão da série produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), cabendo à própria série explicar uma menor parte de tal variância (entre aproximadamente 42,2% e 54,5%, dependendo do período).

Tabela 30. Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), referente à indústria de transformação.

Períodos	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)	
		DLVTind	DLPPTind
1	0,023	45,476	54,524
2	0,027	57,768	42,232
3	0,028	57,283	42,717
4	0,028	57,581	42,419
5	0,028	57,571	42,429
6	0,028	57,569	42,431

Fonte: Dados da pesquisa

A análise da Tabela 31 indica, qualquer que seja o período considerado, que a maior parte da variância do erro de previsão da variável valor total da produção (DLVTind) deve-se à própria variável e tal montante situa-se, em qualquer período, num patamar de 97,4%, restando à variável emprego (DLMOind) apenas uma contribuição marginal, entre 0% a 2,6%, na explicação da variância do erro de previsão daquela série.

Tabela 31. Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, valor total da produção (DLVTind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind), referente à indústria de transformação.

Períodos	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)	
		DLVTind	DLMOind
1	0,057	100,000	0,000
2	0,057	99,566	0,434
3	0,057	99,449	0,551
4	0,060	97,800	2,200
5	0,061	97,591	2,409
6	0,061	97,433	2,567

Fonte: Dados da pesquisa

Com relação à Tabela 32, onde são apresentados os determinantes do erro de previsão em relação ao emprego (DLMOind), observa-se que a variável valor total da produção (DLVTind) responde por cerca de 84,5% a 93,3% daquela variância. A contribuição da variável emprego (DLMOind) é de cerca de 6,7% a 15,5%. Tal resultado difere bastante do encontrado em relação ao setor agrícola.

Tabela 32. Decomposição da variância do erro de previsão da série em diferença, emprego (DLMOind) – modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind), referente à indústria de transformação.

Períodos	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)	
		DLVTind	DLMOind
1	0,042	93,309	6,691
2	0,044	86,773	13,227
3	0,044	86,436	13,564
4	0,045	85,794	14,206
5	0,046	86,437	13,563
6	0,046	84,458	15,542

Fonte: Dados da pesquisa

As respostas da variável produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) frente a um choque de 1% na variável valor total da produção (DLVTind) é de aproximadamente 0,26% no primeiro período, desaparecendo nos períodos subseqüentes. O efeito do choque é dissipado mais lentamente na série valor total da produção (ao longo três períodos) enquanto que na série produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) tal efeito desaparece mais rapidamente (ao longo de dois períodos), conforme se verifica na Figura 11 e Apêndice 4. O valor da produção (DLVTind) é pouco afetado por choques na produtividade parcial do trabalho (Figura 12), embora tal choque provoque um efeito na referida série nos períodos iniciais.

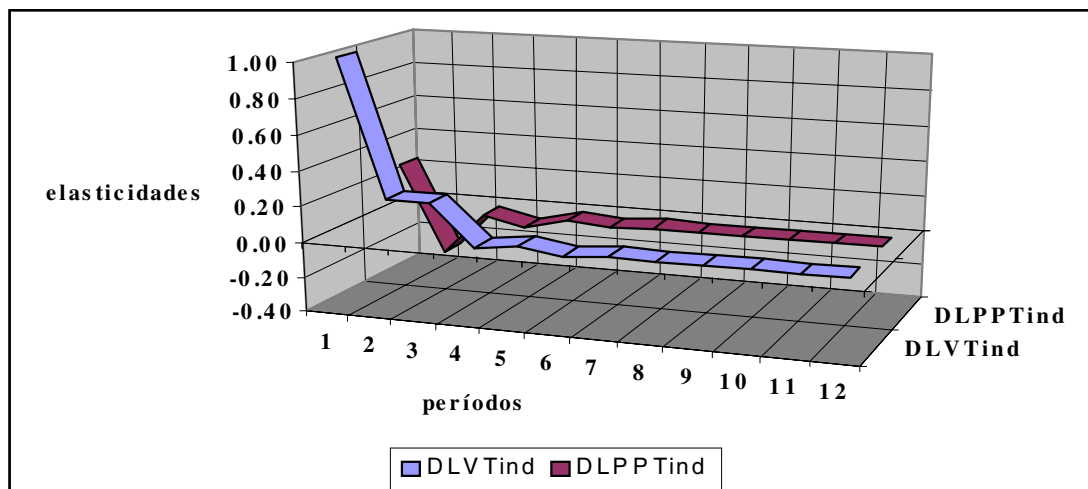


Figura 11 – Resposta do choque na variável valor total da produção (DLVTind) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), referente à indústria de transformação.

Fonte: Dados da pesquisa

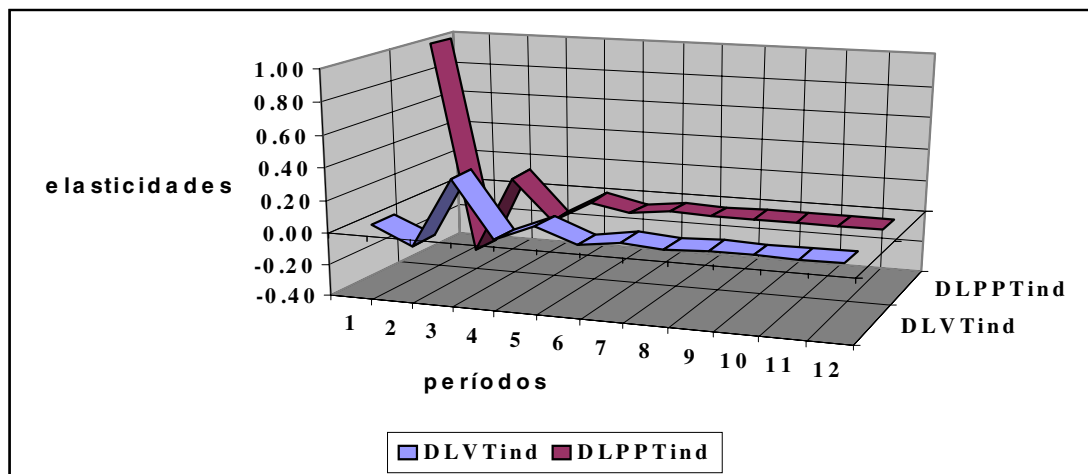


Figura 12 - Resposta do choque na variável produtividade parcial do trabalho (DLPPTind) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho (DLPPTind), referente à indústria de transformação.

Fonte: Dados da pesquisa

As respostas da variável emprego (DLMOind) frente a um choque de 1% na variável valor total da produção (DLVTind) é de aproximadamente 0,71% no primeiro período, desaparecendo lentamente nos períodos subsequentes (observa-se que até o último período analisado, o choque ainda está sendo dissipado). O efeito do choque é dissipado em proporções semelhantes na série valor total da produção (DLVTind), conforme se verifica na Figura 13 e Apêndice 5. O valor total da produção (DLVTind) é bastante afetado por choques no emprego (DLMOind). Com relação ao efeito do choque no emprego (DLMOind) sob a própria variável, pode-se observar um comportamento similar ao que foi observado para o efeito do choque na variável valor total da produção (DLVTind), conforme se verifica na Figura 14.

De maneira análoga ao procedimento realizado no setor agrícola, foram testados modelos adicionais referentes à indústria de transformação que permitissem estabelecer algumas considerações quanto à robustez do modelo selecionado. Para tanto foram feitas estimações adicionais sobre o relacionamento da produtividade parcial do trabalho (LPPTind) e o valor total da produção (LVTind). Posteriormente, tais considerações foram estendidas também ao modelo que relaciona valor total da produção (LVTind) e emprego (LMOind).

Um modelo alternativo considerando as variáveis em nível (LPPTind e LVTind) foi ajustado e os resultados obtidos ratificam os dos testes de raiz unitária que indicam que as séries são não estacionárias, uma vez que os impactos dos choques apresentam um comportamento persistente no tempo (embora a relação contemporânea se encontre no mesmo patamar dos modelos anteriormente considerados, ou seja, de aproximadamente 0,251).

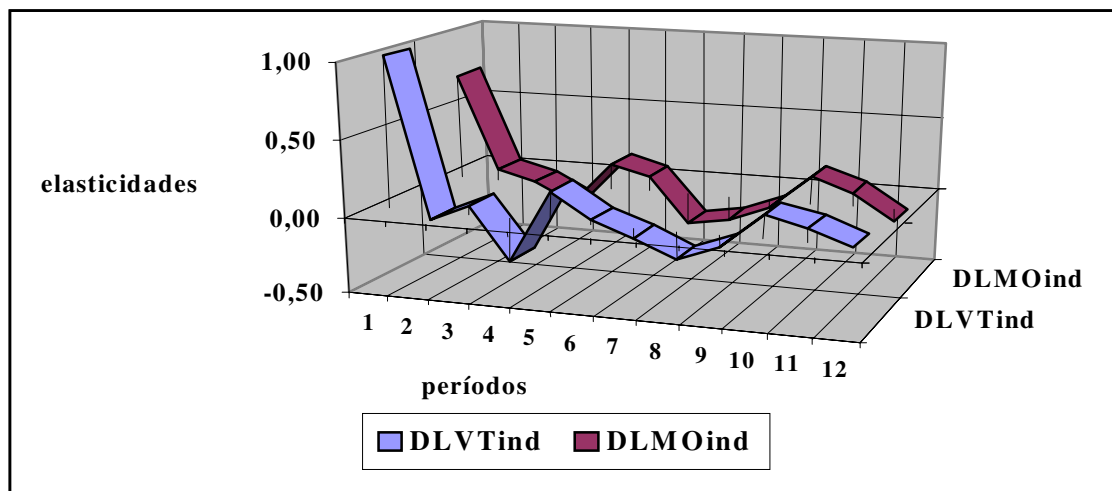


Figura 13 – Resposta do choque na variável valor total da produção (DLVTind) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind), referente à indústria de transformação.

Fonte: Dados da pesquisa

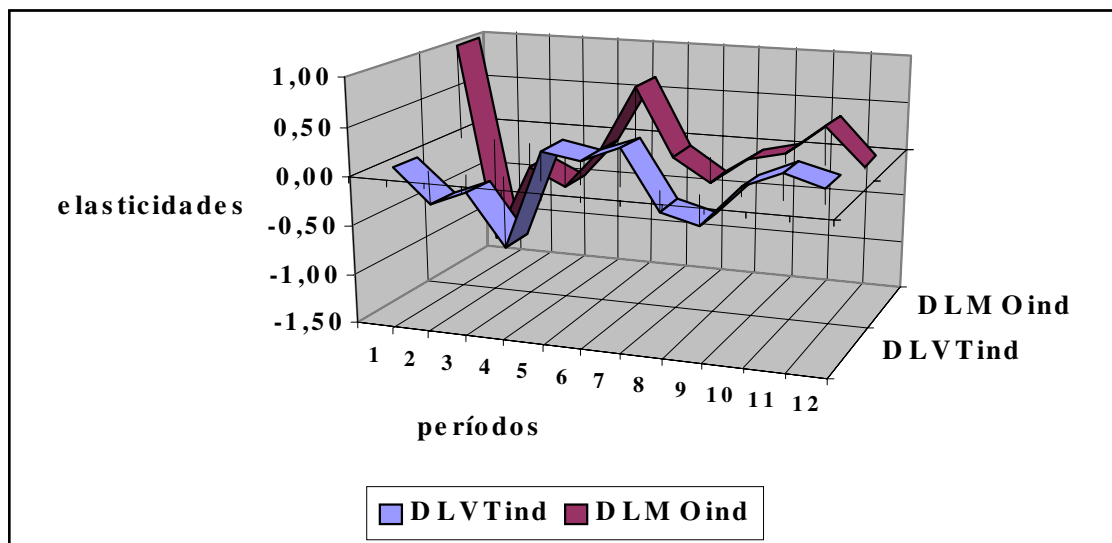


Figura 14 – Resposta do choque na variável emprego (DLMOind) - modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind), referente à indústria de transformação.

Fonte: Dados da pesquisa

Procurando elucidar a distinção entre um processo TS e DS, em relação às referidas séries da indústria de transformação, ajustou-se também os modelos considerando as variáveis em nível (LVTind e LPPTind), incluindo uma tendência determinista. Diferentemente do setor agrícola, ao realizar tal inclusão os choques continuam apresentando um comportamento persistente no tempo (a relação contemporânea obtida em tal modelo foi de 0,220).

No caso da relação entre valor da produção e emprego, os modelos ajustados com as variáveis em nível (nos logaritmos), tanto na versão com tendência como naquela que não inclui essa componente, apresentam resultados que ratificam os dos testes de raiz unitária que apontam não-estacionariedade das séries.

5 CONCLUSÕES

O objetivo do presente estudo foi analisar a relação existente entre produção, economia de escala e produtividade do trabalho na indústria e na agricultura brasileira. Estudos que tratam da oferta de fatores, conquista de novos mercados, *learning by doing*, divisão do trabalho e progresso técnico promovido pela expansão da demanda fornecem as bases que fundamentam a hipótese traduzida na lei de Kaldor-Verdoorn de que o aumento da produção, induzido pelo aumento da demanda ou pela oferta não-limitada de fatores, leva à economia de escala e tem como consequência a elevação da produtividade do trabalho.

Na literatura sobre a referida lei existe controvérsia sobre a forma de especificar modelos que permitam avaliar o relacionamento entre produção, economia de escala e produtividade dos fatores. Os maiores debates sobre o assunto versam sobre as pressuposições implícitas nas diferentes especificações propostas, com foco especial na definição de endogeneidade ou exogeneidade das variáveis.

O uso da metodologia de auto-regressão vetorial (VAR) minimiza, em parte, os problemas associados à classificação, à priori, das variáveis em endógenas e exógenas, uma vez que elas são consideradas no modelo de forma defasada, sendo, portanto, tomadas como pré-determinadas. No entanto, o uso do VAR estrutural requer a especificação de relação contemporânea entre as variáveis, exigindo dessa forma a definição do sentido de dependência.

No presente estudo duas especificações foram testadas, tanto no caso da indústria como no caso da agricultura, visando uma maior robustez dos resultados. A primeira especificação trata do relacionamento entre o valor total da produção e a produtividade do trabalho, considerando o efeito da primeira variável sobre a última. A

segunda especificação trata da relação entre o valor total da produção e o emprego, também nesse caso considerando o efeito da primeira variável sobre a última.

Os resultados obtidos para a indústria brasileira são consistentes com a existência de retornos crescentes de escala, no que diz respeito ao fator trabalho. Essa inferência pode ser feita considerando que a condição suficiente para a presença de economias de escala estática ou dinâmica é a existência de relação entre emprego e valor total da produção, sendo o coeficiente obtido para essa relação significativamente menor do que um.

A magnitude dos coeficientes encontrados nos dois modelos ajustados para a indústria brasileira permite concluir que embora economia de escala tenha existido para esse setor, tal apresentou-se modesta comparativamente à encontrada em estudos implementados em outros países, o que possibilita inferir que a indústria brasileira apresentou um dinamismo não tão grande no período considerado na análise. Os resultados da função de impulso-resposta, obtida através da metodologia VAR, permitem concluir que os efeitos de impactos de variações na produção industrial são transmitidos de forma contemporânea para a produtividade do trabalho e emprego, mostrando agilidade do setor industrial em responder a estímulos decorrentes de aumento da produção. Os resultados dos testes de causalidade mostram que existe relação bicausal das séries: valor total da produção e emprego na indústria. Mostraram ainda que no caso da relação entre valor total da produção e produtividade do trabalho a causalidade é da primeira variável para a segunda. Pode-se concluir dessa forma, que o efeito do valor total da produção sobre emprego e produtividade do trabalho perdura por algum tempo. Nos dois casos, a relação contemporânea incluída no modelo utilizado para o teste de causalidade apresentou-se significativa.

No caso da agricultura, algumas observações devem ser feitas antes de se concluir sobre a validade da lei de Kaldor-Verdoorn para esse setor. Deve-se tecer considerações sobre a equivalência entre os coeficientes das equações de Verdoorn, a qual relaciona valor total da produção e produtividade do trabalho e os da equação que relaciona valor total da produção e emprego. É correto que o coeficiente dessa última

equação pode ser algebricamente derivado da equação de Verdoorn e vice-versa. No entanto, se existe significância da relação entre valor total da produção e emprego (com o coeficiente no intervalo de zero a um), automaticamente assegura-se que a equação de Verdoorn tenha coeficiente maior que zero. O inverso não é verdadeiro, ao menos que se verifique que o coeficiente da equação de Verdoorn seja menor do que um, o que não foi previamente estabelecido. Dessa forma, nada impede que se conclua pela existência de economias de escala quando a relação entre valor total da produção e produtividade do trabalho é estatisticamente não diferente de um e a relação entre valor total da produção e emprego é baixa e estatisticamente não diferente de zero, que foi o resultado obtido no caso da agricultura no presente estudo.

Assim como no caso da indústria, observou-se para a agricultura que os efeitos de variações no valor total da produção sobre a produtividade do trabalho e emprego são rapidamente sentidos. Não se verificou, nesse caso, efeito de causalidade entre as variáveis analisadas.

O resultado obtido para a agricultura apresentou-se mais elevado do que o esperado à luz das considerações estabelecidas pela lei de Kaldor-Verdoorn. A relação entre o valor total da produção e a produtividade do trabalho pode estar, no caso desse setor, sobreestimada em função de mudanças na composição das atividades prevaletentes na agricultura nacional, citando-se, por exemplo, a expansão da sojaicultura, atividade esta reconhecidamente pouco intensiva em mão-de-obra. Reconhece-se, no entanto, que em algum grau a agricultura brasileira deve ter sido beneficiada pela existência de economias de escala e um maior aprofundamento no assunto exigiria que fossem conduzidos estudos para segmentos específicos da agricultura, visando isolar o efeito de mudanças na composição das atividades agrícolas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BACCHI, M. R. P. **Formação de preços na pecuária de corte no Brasil**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1997. 97p. (Relatório de Pesquisa)

BAIRAM, E. The Verdoorn law, returns to scale and industrial growth: a review of the literature. **Australian Economic Papers**, v.26, n.48, p.20-44, June 1987.

BANERJEE, A.; GALBRAITH, J. W.; HENDRY, D. F et al. **Co-integration, error-correction and the econometric analysis of non-stationary data**. New York: Oxford University Press, 1993. 329p.

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

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.25, p.49-100, Feb.1986.

BLACK, J. The technical progress function. **Economica**, v.29, p.166-170, 1962.

BONELLI, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.28, n.2, p.273-314, ago.1998.

CASTILHO, M. L. Reestruturação do setor agrícola na década de 90 e dinâmica do emprego no meio rural brasileiro. Viçosa, 2000. 62p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, p.427-431, June 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-1072, July 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276, Mar.1987.

ENGLE, R. F.; YOO, B. S. Forecasting and testing in co-integrated systems. **Journal of Econometrics**, v.35, n.1, p.143-159, May 1987.

FAVA, V. L. Metodologia de Box-Jenkins para modelos univariados. In: VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. (Ed.). **Manual de econometria**. São Paulo: Atlas, 2000. cap.10-11, p.205-252.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley & Sons, 1976. 424p.

- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v.2, n.2, p.111-120, July 1974.
- GRASA, A. A. **Econometric model selection: a new approach**. Dordrecht: Kluwer Academic, 1989. 260p.
- GUJARATI, D. N. **Basic econometrics**. 3.ed. New York: McGraw-Hill, 1995. 838p.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799p.
- HARVEY, A. **The econometric analysis of time series**. Cambridge: MIT Press, 1990. 387p.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v.12, n.2/3, p.231-254, June/Sep.1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, L. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with the applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, n.2, p.169-210, 1990.
- JUDGE, G. G.; GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C. et al. **The theory and practice of econometrics**. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, 1985. 1019p.
- KALDOR, N. A model of economic growth. **Economic Journal**, v.67, n.268, p.591-624, Dec.1957.
- KALDOR, N. **Causes of the slow rate of economic growth in the United Kingdom: an inaugural lecture**. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

- KALDOR, N. Economic growth and the Verdoorn Law: a comment on Mr. Rowthorn's article. **Economic Journal**, v.85, n.340, p.891-896, Dec.1975.
- KANG, H.; NELSON, C. R. Spurious periodicity in inappropriately detrended time series. **Econometrica**, v.49, p.741-751, May 1981.
- KANG, H. The effects of detrending in Granger causality tests. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.3, p.344-349, Oct.1985.
- KON, A. Da industrialização manufatureira à industrialização dos serviços. **Pesquisa & Debate**, v.12, n. esp., p.26-50, 1997.
- KRUGMAN, P. **Peddling prosperity**: economic sense and nonsense in the age of diminished expectations. New York: W. W. Norton & Company, 1994. 303p.
- LEON-LENDESMA, M. A. **Economic growth and Verdoorn's law in the spanish regions, 1962-1991**. Kent: University of Kent, Keynes College, Department of Economics, 1998. 26p. (Working paper, 9801)
- LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. 2.ed. Berlin: Springer-Verlag, 1991. 545p.
- MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Ed.). **Long-run economic relationships**: readings in cointegration. Oxford: Oxford University Press, 1991. p.267-276.

- MARINHO, E. L. L.; ROSA, A. L. T.; NOGUEIRA, C. A. G. **Evidências empíricas da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil**. Fortaleza: CAEN, 2000. 30p. (Estudos Econômicos, 13)
- MCCOMBIE, J. S. L. Economic growth, Kaldor's Law and the static-dynamic Verdoorn Law paradox. **Applied Economics**, v.14, p.279-294, 1982.
- MCCOMBIE, J. S. L.; RIDDER, J. R. Increasing returns, productivity and output growth: the case of the United States. **Journal of Post Keynesian Economics**, v.5, n.3, p.373-387, 1983.
- MCCOMBIE, J. S. L.; RIDDER, J. R. The Verdoorn Law controversy: some new empirical evidence using US State data. **Oxford Economic Papers**, v.36, p.268-284, 1984.
- PEREIRA, M. F. Evolução da fronteira tecnológica múltipla e da produtividade total dos fatores do setor agropecuário brasileiro de 1970 a 1996. Florianópolis, 1999. Tese (Doutorado) –Universidade Federal Santa Catarina.
- PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. **Cointegration for the applied economist**. New York: St. Martin's Press, 1994. p.113-146.
- PHILLIPS, P. C. B. Understanding spurious regression in Econometrics. **Journal of Econometrics**, v.33, p.311-340, 1986.
- PHILLIPS, P. C. B.; DURLAUF, S. N. Trends versus random walks in time series analysis. **Econometrica**, v.56, n.6, p.1333-1354, Nov.1988.

- PIEPER, U. **Sectoral regularities of productivity growth in developing countries: a kaldorian interpretation.** Maastricht University, Maastricht Economic Research Institute on Innovation and Techonolgy (MERIT), 2000. 32p. (Discussion paper)
- ROSSETTI, J. P. **Introdução à economia.** 17.ed. São Paulo: Atlas, 1997. 922p.
- ROWTHORN, R. E. A reply to lord Kaldor's comment. **Economic Journal**, v.85, n.340, p.897-901, Dec.1975.
- SAMUELSON, P. A.; NORDHAUS, W. D. **Economia.** 14.ed. Lisboa: McGraw-Hill, 1993. 908p.
- SILVA, G. L. S. P.; CARMO, H. C. E. Como medir a produtividade agrícola: conceitos, métodos e aplicações no caso de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, v.33, n.1/2, p.139-170, 1986.
- SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia.** Rio de Janeiro: Livro Técnico, 1989. 553p.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n.1, p.1-48, Jan.1980.
- STOCK, J. H. Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors. **Econometrica**, v.55, n.5, p.1035, Sep.1987.
- TRUEBLOOD, M. A. **An annotated bibliography of selected productivity literature.** Minnesota: University of Minnesota, College of Agricultural, Department of Agricultural and Applied Economics, 1994. 27p. (Staff paper, 26)

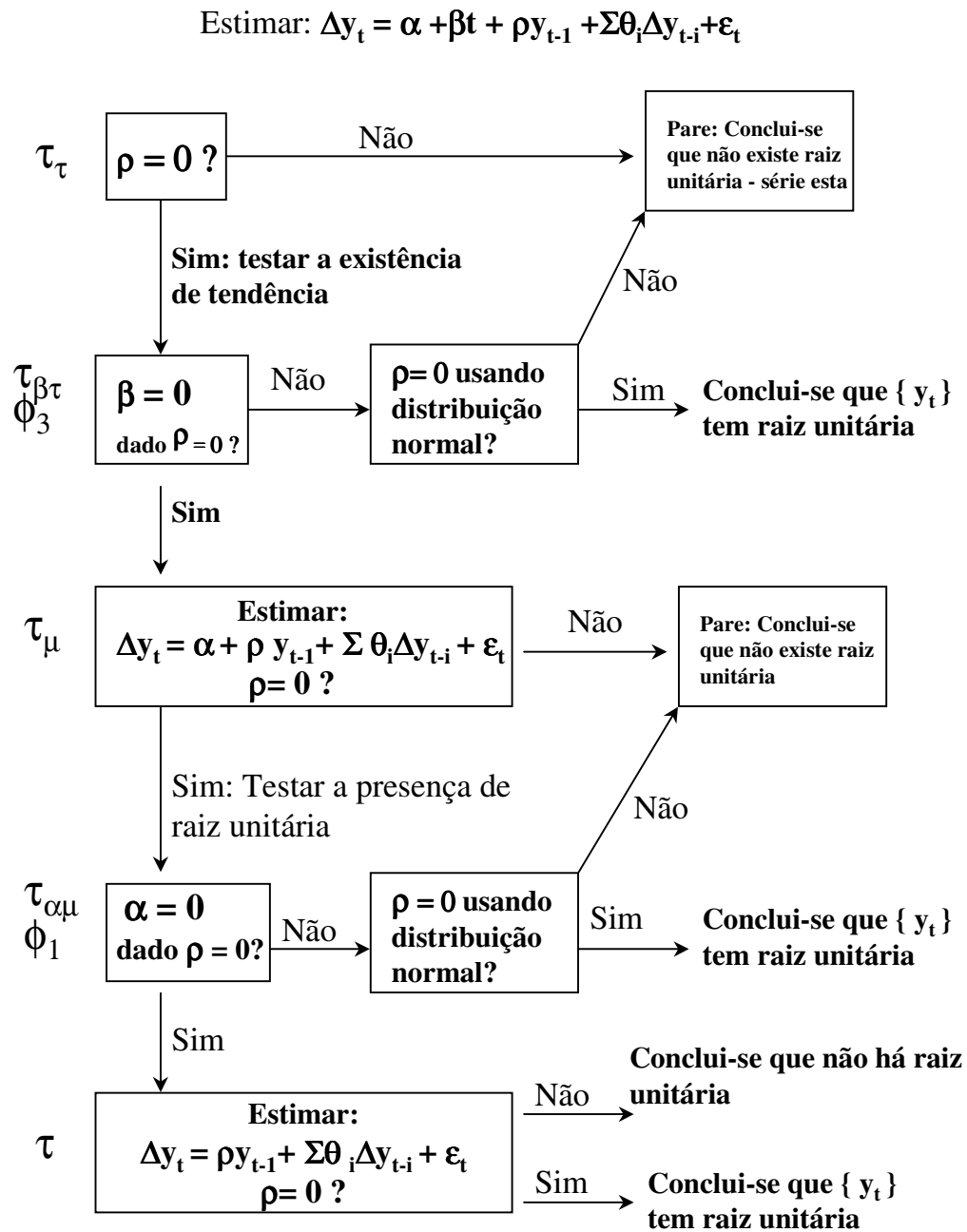
VACIAGO, G. Increasing returns and growth in advanced economies: a re-evaluation. **Oxford Economic Papers**, v.27, n.2, p.232-239, July 1975.

VERDOORN, P. J. One empirical law governing the productivity of labor. **Econometrica**, Apr.1951.

VILLELA, A.; SILVA, R. Ganhos de produtividade: aspectos conceituais e implicações econômicas. **Revista do BNDES**, v.1, n.2, p.77-98, dez.1994.

APÊNDICES

APÊNDICE 1 - Procedimento seqüencial para testar a presença de raiz unitária.



Fonte: Enders (1995, p.257)

APÊNDICE 2 - Respostas de choques nas variáveis (tomadas em diferença) que compõem o modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e produtividade parcial do trabalho(DLPPT) – modelo de correção de erro, referente ao setor agrícola.

Choque em DLVT – Valor total da produção.

Períodos	DLVT	DLPPT
1	1,000000	1,075846
2	-0,412310	-0,277278
3	0,255028	0,234385
4	-0,112555	-0,166971
5	0,042402	0,104712
6	-0,014645	-0,045657
7	0,008453	0,010834
8	-0,007524	0,000689
9	0,005766	-0,000139
10	-0,003100	-0,002407
11	0,000962	0,002925
12	0,000019	-0,001770

Fonte: Dados da pesquisa

Choque em DLPPT – produtividade parcial do trabalho.

Períodos	DLVT	DLPPT
1	0,000000	1,000000
2	0,233835	-0,388514
3	-0,119996	-0,030617
4	0,002579	0,175475
5	0,046199	-0,111089
6	-0,034753	0,013098
7	0,007992	0,033038
8	0,007183	-0,028957
9	-0,008090	0,000021
10	0,003062	0,004755
11	0,000874	-0,006598
12	-0,001798	0,002939

Fonte: Dados da pesquisa

APÊNDICE 3 - Respostas de choques nas variáveis (tomadas em diferença) que compõem o modelo que relaciona valor total da produção (DLVT) e emprego (DLMO) – modelo de correção de erro, referente ao setor agrícola.

Choque em DLVT – Valor total da produção.

Períodos	DLVT	DLMO
1	1,000000	-0,095614
2	-0,413272	-0,131649
3	0,249568	0,025309
4	-0,110457	0,050954
5	0,041472	-0,061795
6	-0,014151	0,032361
7	0,007854	-0,003686
8	-0,006935	-0,007790
9	0,005371	0,006161
10	-0,002932	-0,001088
11	0,000929	-0,001757
12	0,000018	0,001795

Fonte: Dados da pesquisa

Choque em DLMO – emprego.

Períodos	DLVT	DLMO
1	0,000000	1,000000
2	-0,215639	-0,629962
3	0,109133	0,098215
4	0,000690	0,167920
5	-0,045009	-0,157801
6	0,033381	0,050833
7	-0,007833	0,022852
8	-0,006630	-0,035833
9	0,007617	0,017403
10	-0,002949	0,000882
11	-0,000772	-0,007198
12	0,001692	0,004882

Fonte: Dados da pesquisa

APÊNDICE 4 - Respostas de choques nas variáveis (tomadas em diferença) que compõem o modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e produtividade parcial do trabalho(DLPPTind) – modelo de correção de erro, referente a indústria de transformação.

Choque em DLVTind – Valor total da produção.

Períodos	DLVTind	DLPPTind
1	1,000000	0,264711
2	0,219631	-0,243081
3	0,224557	0,004096
4	-0,010607	-0,055654
5	0,019673	0,008462
6	-0,014934	-0,007148
7	0,001373	0,003907
8	-0,003423	-0,000960
9	0,000671	0,000900
10	-0,000487	-0,000253
11	0,000253	0,000153
12	-0,000074	-0,000072

Fonte: Dados da pesquisa

Choque em DLPPTind – produtividade parcial do trabalho.

Períodos	DLVTind	DLPPTind
1	0.000000	1.000000
2	-0.118833	-0.352015
3	0.323010	0.150473
4	-0.037894	-0.115339
5	0.069667	0.032734
6	-0.025906	-0.023584
7	0.011472	0.009269
8	-0.007618	-0.004275
9	0.002452	0.002292
10	-0.001573	-0.000879
11	0.000641	0.000481
12	-0.000296	-0.000204

Fonte: Dados da pesquisa

APÊNDICE 5 - Respostas de choques nas variáveis (tomadas em diferença) que compõem o modelo que relaciona valor total da produção (DLVTind) e emprego (DLMOind) – modelo de correção de erro, referente a indústria de transformação.

Choque em DLVTind – Valor total da produção.

Períodos	DLVTind	DLMOind
1	1,000000	0,716791
2	-0,060326	0,073913
3	0,063871	-0,001530
4	-0,290767	-0,124533
5	0,189747	0,172053
6	0,028967	0,100968
7	-0,062232	-0,197654
8	-0,182429	-0,154191
9	-0,077860	-0,049767
10	0,150954	0,179236
11	0,096996	0,092021
12	0,000926	-0,081119

Fonte: Dados da pesquisa

Choque em DLMOind – emprego.

Períodos	DLVTind	DLMOind
1	0,000000	1,000000
2	-0,344635	-1,071652
3	-0,181290	-0,251811
4	-0,717878	-0,437836
5	0,298093	-0,014219
6	0,227023	0,682792
7	0,379473	-0,023178
8	-0,212306	-0,271781
9	-0,319070	-0,000111
10	0,098459	0,093816
11	0,260141	0,402143
12	0,149308	0,015555

Fonte: Dados da pesquisa