

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
MESTRADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

A LEI DE KALDOR-VERDOORN NO BRASIL: UMA ANÁLISE DOS  
SETORES INDUSTRIAL E AGROPECUÁRIO

Porto Alegre

Abril de 2006

HENRIQUE MORRONE

A LEI DE KALDOR-VERDOORN NO BRASIL: UMA ANÁLISE DOS  
SETORES INDUSTRIAL E AGROPECUÁRIO

Dissertação apresentada ao Mestrado em  
Economia do Desenvolvimento do Programa de  
Pós-Graduação em Economia da Faculdade de  
Administração, Contabilidade e Economia /  
PUCRS, para obtenção do título de Mestre em  
Economia do Desenvolvimento.

Professor: Nilton Clóvis de Araújo

Porto Alegre

Abril de 2006

Aos meus pais,

Pedro e Ingrid.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais e demais familiares, que me incentivaram em todos os momentos da elaboração deste trabalho.

A todos os professores do Departamento de Economia, em especial aos professores: Nilton Clóvis de Araújo, Valter José Stülp e Adalmir Marquetti.

Agradeço a Dóris Nogueira Rocha pelo apoio e compreensão.

## RESUMO

Nesse trabalho pretende-se aprofundar a discussão sobre a validade da Lei de Kaldor-Verdoorn na economia brasileira. A referida lei estabelece uma relação forte e positiva entre as variáveis taxa de crescimento da produtividade do trabalho do setor manufatureiro, e sua respectiva taxa de crescimento da produção. Sua importância advém tanto da explicação do processo de crescimento quanto de sua descrição.

Com isso, no presente estudo, busca-se verificar, empiricamente, a validade da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria e agropecuária brasileira. A fonte de dados brutos é originária do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do IPEADATA, sendo que para a indústria foram utilizados os dados da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) e para a agropecuária foi empregado os dados do Censo Agropecuário. No que tange aos dois setores, os períodos de análise foram, respectivamente, de janeiro de 1985 a abril de 2001 para o primeiro e de 1970 a 1995 para o último. Objetivando atender aos objetivos expostos, utilizar-se-á dois procedimentos estatísticos distintos. O primeiro muito usual e popular, será o método de Corte Transversal que será aplicado para a agropecuária. Já para a indústria será aplicada a técnica das Séries Temporais, aplicando-se um Modelo de Correção de Erros (MCE). Os resultados encontrados para a indústria e agropecuária brasileira revelaram um elevado ajuste para a Lei de Kaldor-Verdoorn, indicando a presença de economias de escala estáticas e dinâmicas para os dois setores analisados.

Palavras-Chave: eficiência, economias de escala, Séries Temporais, leis de Kaldor.

Key-Words: efficiency, scale economies, time series, Kaldor laws.

Classificação do JEL:

## ABSTRACT

This work estimates and examines an Kaldor-Verdoorn's Law for the Brazilian industry and farm. The related law establishes a strong relation and positive between the tax of growth of the productivity of the work of the manufacturing sector, and its respective tax of growth of the production. Its importance to happen in such a way of the explanation of the process of growth how much of its description.

With this, in the present study, the aim is to verify, empirically, the validity of the Kaldor-Verdoorn's Law for the Brazilian industry and farming. The source of data is originary of the Brazilian Institute of Geography and Estatistic (IBGE) and of the IPEADATA, being that for the industry the data of study had been used Industrial Mensal (PIM) and for the farming one was used the data of the Farming Census. In that it refers to the two sectors, the periods of analysis had been, respectively, of January of 1985 the April of 2001 for first and 1970 the 1995 for the last one. Objectifying to take care of to the displayed objectives, one will use two distinct statistical procedures. First the very usual and popular one, will be the method of Transversal Cut that will be applied for the farming one. Already for the industry the technique of the Time Series will be applied, applying a Error-Correction Model (ECM). The results indicates the validity of the Kaldor-Verdoorn's Law for the Brazilians industry and farm, indicating the presence of dynamics and static economies of scale for the two sectors.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução temporal das séries produtividade, produção e emprego para a indústria brasileira.....	43
Figura 2 – Evolução temporal das séries produtividade e produção da indústria brasileira.....	57
Figura 3 – Evolução dos índices de produtividade do trabalho e produção da indústria no país de 1985-2001.....	58
Figura 4 – Evolução temporal da primeira diferença do logaritmo das variáveis produtividade do trabalho e produção industrial do logaritmo das séries.....	58
Figura 5 – Diagrama de dispersão da Produtividade (PRD) e do valor da produção agropecuária (VNP) nos estados brasileiros.....	60
Figura 6 – Diagrama de dispersão da taxa de crescimento do valor da produção e do pessoal ocupado na agropecuária no período 1975-95.....	61

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste de raiz unitária para as variáveis na presença de intercepto e tendência linear.....	63
Tabela 2 - Teste de raiz unitária para as variáveis na presença de intercepto.....	64
Tabela 3 - Teste de raiz unitária para as variáveis na presença de tendência e intercepto	65

## SUMÁRIO

### LISTA DE TABELAS

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	10
<b>2 LEI DE KALDOR-VERDOORN: ORIGENS TEÓRICAS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS</b> .....	13
2.1 ASPECTOS CONCEITUAIS .....	13
2.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE AS LEIS DE KALDOR.....	30
2.3 MOVIMENTOS RECENTES DA PRODUTIVIDADE DO TRABALHO NO BRASIL.....	42
<b>3 METODOLOGIA</b> .....	45
3.1 REVISÃO ECONOMÉTRICA.....	45
3.1.1 Séries Temporais.....	45
3.1.2 Teste de Raiz Unitária.....	47
3.1.3 Cointegração, Teste de Causalidade e Modelo de Correção de Erros.....	51
3.2 FONTE DE DADOS.....	54
<b>4 A LEI DE KALDOR-VERDOORN NA INDÚSTRIA E NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA</b> .....	62
4.1 LEI DE KALDOR-VERDOORN NA INDÚSTRIA NO PERÍODO 1985-2001.....	62
4.2 LEI DE KALDOR-VERDOORN NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO 1970-1995.....	73
4.2.1 Estimação do Modelo Dinâmico e Análise dos Resultados.....	74
<b>5 CONCLUSÕES</b> .....	85



**REFERÊNCIAS**

**ANEXOS**

## 1 INTRODUÇÃO

Desde o início da década de 1990, a economia brasileira vem apresentando um vigoroso aumento da produtividade. A década de 1980, marcada pela estagnação da produtividade, deu lugar a uma nova fase, iniciada em 1990, onde a produtividade passa a crescer a taxas crescentes. Essa quebra de tendência da produtividade foi induzida por uma série de fatores, dentre eles podendo-se citar a abertura econômica ao exterior. O aumento da competição decorrente de tal medida foi essencial para o aumento da produtividade na maioria dos setores da economia brasileira. Especificamente no setor industrial, o expressivo aumento da produtividade induz a pensar sobre a existência de uma série de fatores explicativos desse processo.

A maioria dos estudos empíricos dão ênfase a fatores microeconômicos como, por exemplo, mudanças organizacionais nas empresas, como sendo preponderantes na explicação do processo de crescimento da produtividade na década de 1990, deixando-se de lado fatores macroeconômicos, extremamente importantes na explicação desse processo. A recuperação das idéias de Kaldor sobre o processo de crescimento econômico dos países, torna-se necessária a fim de evidenciar a importância de outros fatores de suma importância para o processo de crescimento das nações. Em sua segunda lei, foi estabelecida uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade da manufatura com a taxa de crescimento de sua produção. Nesse sentido, a visão de Kaldor sobre o processo de crescimento econômico estabelece a demanda como indutora do aumento da produção, gerando o aumento de produtividade em setores onde houvesse economias de escala, sendo um fenômeno macroeconômico e dinâmico. A dinâmica do modelo Kaldoriano no que refere

aos retornos crescentes de escala advém de fatores como: divisão do trabalho, economias externas, progresso técnico e *learning by doing*.

O presente trabalho visa verificar a existência de economias de escala, através do ajuste das proposições da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria e a agropecuária brasileiras. Constatando-se assim, se fatores como, por exemplo, a especialização da produção entre setores produtivos com atividades complementares, podem ter contribuído na explicação do processo de crescimento da produtividade do trabalho da indústria do país. Esta constatação indicará que o progresso técnico é, pelos menos em parte, endógeno, contrapondo-se a visão geral de que o mesmo é exógeno. Também serão testadas as contribuições de Rowthorn, especificamente para a agropecuária, no que refere as suas sugestões de especificação para a relação entre a variável produtividade, emprego e produção. Logo, serão especificadas para a agropecuária as funções nas formas propostas por Verdoorn, Kaldor e Rowthorn, buscando-se a equação que melhor explica o processo de crescimento da produtividade. Quanto à indústria, será especificada apenas a proposição de Verdoorn.

Com relação ao período de análise, utilizou-se para a indústria uma amostra de dados, proveniente do IBGE, de janeiro de 1985 a abril de 2001. No que refere a agropecuária, os dados foram extraídos do Censo Agropecuário dos anos de 1970/95. No que tange ao método estatístico, será empregado à técnica de séries temporais para o setor industrial e corte transversal para a agropecuária. Cabe frisar, que o critério para a seleção do método estatístico foi exclusivamente técnico, em função da disponibilidade dos dados e de seu respectivo ajuste.

O presente trabalho inova ao apresentar uma análise da indústria brasileira como um todo. A maioria dos trabalhos que se propõe a buscar evidências empíricas da lei de Kaldor-Verdoorn foca-se apenas em subsetores, como originalmente proposto por Verdoorn. Nesse sentido, o presente estudo objetiva aplicar a equação de Kaldor-Verdoorn em um contexto

macro, partindo-se da hipótese kaldoriana de que o fenômeno das economias de escala ocorre em nível macroeconômico. Além disso, são raros os trabalhos que aplicam a lei de Kaldor-Verdoorn para outros setores da economia além da indústria. Nesse contexto, constatar a presença de economias de escala em um setor que segundo a teoria estudada apresenta pouca dinâmica, agindo passivamente no processo de crescimento econômico das nações, torna-se de fundamental importância.

O trabalho foi estruturado em 3 capítulos além dessa Introdução: o primeiro apresenta as leis de Kaldor incluindo diversos aspectos conceituais. Compõe ainda o primeiro capítulo uma revisão da literatura teórica e empírica sobre a Lei de Kaldor-Verdoorn.

No segundo expõe-se o procedimento metodológico, fonte dos dados, a forma de mensuração das variáveis, bem como uma revisão da econometria de Séries Temporais. No terceiro capítulo, apresentam-se os resultados encontrados procedendo a sua devida análise.

Finalmente, no último capítulo reserva-se para as considerações finais do estudo.

## **2 LEI DE KALDOR-VERDOORN: ORIGENS TEÓRICAS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS**

O presente capítulo visa apresentar a discussão existente sobre as leis de Kaldor, através da revisão de trabalhos empíricos, bem como descrevendo os movimentos da produtividade do trabalho no Brasil na década de 1990. Entretanto, não se pretende esgotar totalmente a discussão, mas sim, fornecer suporte para o entendimento dos capítulos posteriores.

### **2.1 ASPECTOS CONCEITUAIS**

Em 1966, Nicholas Kaldor apresentou, pela primeira vez, uma série de características do processo de crescimento de economias desenvolvidas. Em sua palestra em Cambridge, demonstrou as causas do baixo crescimento do Reino Unido.

Porém, antes do aprofundamento de suas leis deve-se referir que Kaldor possui uma série de contribuições para o pensamento econômico. De acordo com Vaciago (1975), pode-se citar: a questão da irrelevância do equilíbrio econômico, a divergência nas taxas de crescimento das economias e, principalmente, as causas do fraco crescimento do Reino Unido no período posterior a Segunda Guerra Mundial. Vaciago (1975) aponta, adicionalmente, o modelo de crescimento liderado por exportações como outra contribuição do referido autor.

Preocupado com a desindustrialização do Reino Unido (queda da razão entre emprego industrial e total) e com a divergência nas taxas de crescimento entre os países, Kaldor pesquisou, para uma amostra de 12 países, relações empíricas que pudessem explicar estas

duas questões (citadas acima) no período de 1952-54 a 1963-64. Seus objetivos eram analisar quais motivos levariam um país a apresentar baixa performance no que diz respeito ao crescimento econômico e, ainda, porque o crescimento entre países e regiões era tão diferenciado. Sua amostra foi composta pelos seguintes países: Alemanha Ocidental, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, França, Holanda, Itália, Japão, Noruega e Reino Unido.

Fruto deste estudo, o autor evidenciou três fatos empíricos, posteriormente denominados de Leis de Crescimento (Thirlwall, 1983), que descreveriam o processo de crescimento dos países, bem como sua dinâmica.

Sua primeira lei relacionava a taxa de crescimento da produção manufatureira com a taxa de crescimento do PNB. Segundo essa lei, existia uma relação forte e positiva entre as variáveis, que recebia suporte de seu trabalho empírico. Esta relação foi testada pela seguinte equação:

$$gPNB = c + gQ_m + \varepsilon \quad (2.1)$$

Sendo:

$gPNB$  = taxa de crescimento do Produto Nacional Bruto;

$gQ_m$  = taxa de crescimento do produto manufatureiro;

$\varepsilon$  = erro aleatório, com  $E(\varepsilon) = 0$  e  $\text{Var}(\varepsilon)$  constante. Atendendo os pressupostos do modelo de regressão clássico.

Essa equação linear apresenta um problema de especificação. Como a variável  $gQ_m$  está nos dois lados da equação, trata-se de uma regressão de uma parte com o todo, que gera

uma relação espúria. Disso deriva um valor excessivamente alto para o coeficiente de explicação. A saída encontrada por Kaldor para contornar esse problema econométrico foi estimar uma função na forma abaixo:

$$gQ_{nm} = c + gQ_m + \varepsilon \quad (2.2)$$

Sendo:

$gQ_{nm}$  = taxa de crescimento do produto do setor não manufatureiro;

$gQ_m$  = taxa de crescimento do produto do setor manufatureiro;

$\varepsilon$  = erro estocástico, tendo média zero e variância constante.

Desse modo, resolveu-se o problema econométrico, encontrando-se subsídios no sentido de referendar a associação entre as variáveis. Ou seja, Kaldor constatou uma relação de causa e efeito entre as variáveis citadas.

Posteriormente, outra função foi testada, relacionando a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto com a diferença entre as variáveis taxa de crescimento da produção manufatureira e não manufatureira. Os resultados ratificaram a noção de que existe relação entre a variável  $gPIB$  e o excesso da taxa de crescimento do setor manufatureiro sobre o não manufatureiro. Para Thirlwall (1983), isso mostra que a relação entre as variáveis não deriva apenas do fato de o setor manufatureiro ser uma grande parcela do todo, mas também do crescimento excedente do mesmo sobre os demais. Nessa linha, segundo Feijó & Carvalho (2002), dois fatores seriam responsáveis pelo aumento do PIB. O primeiro seria o peso do setor na produção total da economia e o segundo seria a sua taxa de crescimento, sendo o efeito total dado pelo produto de ambos.

Como consequência disso, Kaldor considerou o setor manufatureiro como indutor do processo de crescimento econômico, o qual seria o motor do processo de crescimento dos países. Kaldor considerava a restrição na oferta de mão-de-obra, como sendo o principal fator para o fraco crescimento da produtividade industrial na economia do Reino Unido. Assim, a inelasticidade da oferta de trabalho no Reino Unido engendrava o reduzido crescimento industrial que, por indução, reduzia seu crescimento econômico.

Em sua segunda lei, também conhecida como lei de Kaldor-Verdoorn, foi estabelecida uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade do trabalho da indústria com a taxa de crescimento de sua produção. A equação a seguir define esta relação como:

$$p_i = \alpha + \phi \cdot q_i \quad (2.3)$$

Onde:

$p_i$  = taxa de crescimento da produtividade do trabalho na indústria;

$\alpha$  = constante de intercepto, que define a presença de outros fatores explicativos. Sendo autônoma ao crescimento da produção manufatureira.

$\phi$  = Coeficiente de Verdoorn. Mede o impacto da produção na produtividade. Se as variáveis “ $p_i$ ” e “ $q_i$ ” forem logaritmadas, a expressão  $\phi$  pode ser considerada como a elasticidade produtividade-produção (Verdoorn 1980);

$q_i$  = taxa de crescimento do valor real da produção industrial.

Cabe salientar que os coeficientes  $\alpha$  e  $\phi$  são constantes e  $\phi$  deve assumir valores maiores que zero. Nesse sentido, a lei de Verdoorn forneceria evidências substanciais de



economias de escala. Um pré-requisito para a estabilidade do coeficiente  $\phi$  é que a razão capital-trabalho deve ser constante, caso contrário o coeficiente de Verdoorn será viesado. Para Hildreth (1989), a elasticidade do capital com relação ao trabalho deve ser constante ao longo do tempo para a estabilidade do coeficiente de Verdoorn sobre as condições de longo prazo.

Kaldor utilizou a equação de Verdoorn para explicar o baixo crescimento da economia do Reino Unido no pós-guerra. Entretanto, devido ao fato de que a produtividade do trabalho ( $P_i$ ) é o resultado da razão entre as variáveis quantidade produzida ( $Q_i$ ) e pessoal empregado ( $E_i$ ), tem-se que:

$$P_i = \frac{Q_i}{E_i} \leftrightarrow p_i \equiv q_i - e_i \quad (2.4)$$

Onde:

$p_i$  = logaritmo da produtividade do trabalho ( $P_i$ );

$q_i$  = logaritmo da quantidade produzida ( $Q_i$ );

$e_i$  = logaritmo do pessoal empregado na produção ( $E_i$ ).

Logo, devido ao fato da taxa de crescimento da produtividade do trabalho ser obtida como um resíduo, conforme explícito na equação 2.4, existe uma correlação entre  $p_i$  e  $q_i$ , estando a variável  $q_i$  presente nos dois lados da equação. Isto faz com que a equação torne-se espúria. Segundo Kaldor, a correlação entre as variáveis supracitadas torna-se perfeita quando a taxa de crescimento do emprego equivale a zero ou é constante.

Kaldor (1975), para resolver esse problema, estima outra equação substituindo a variável logaritmo da produtividade do trabalho ( $p_i$ ) pela expressão ( $q_i - e_i$ ) na relação de

Verdoorn (equação 2.3). Esta relação foi, posteriormente, chamada de Lei de Kaldor, sendo definida como segue:

$$e_i = \beta + \zeta q_i + \varepsilon \quad (2.5)$$

Sendo:

$$\beta = -\alpha \text{ e } \zeta = (1 - \phi);$$

$\beta$  e  $\zeta$  são constantes, sendo  $1 > \zeta > 0$ ;

$e_i$  = taxa de crescimento do emprego manufatureiro;

$q_i$  = taxa de crescimento do valor real da produção industrial;

$\varepsilon$  = erro estocástico.

A condição  $0 < \zeta < 1$  é condição suficiente para comprovar a existência de economias de escala no setor industrial. Consequentemente, o coeficiente de Verdoorn, como é chamado o coeficiente  $\phi$ , deverá ser maior do que zero para que existam economias de escala.

Na equação acima, a demanda estimula o aumento da produção, gerando o aumento de produtividade em setores com retornos crescentes de escala. Desse modo, o crescimento da produtividade seria endógeno, determinado pelo aumento do produto. Nota-se que na redefinição da função feita por Kaldor há uma substituição da variável taxa de crescimento da produtividade do trabalho pela taxa de crescimento do emprego manufatureiro. A última foi considerada estratégica para as empresas, sendo tratada como variável endógena no modelo, enquanto a variável  $q_i$  (taxa de crescimento da produção industrial) é exógena, sendo determinada pela demanda.

Com relação a presença de economias de escala, Kaldor as divide em dois tipos. O primeiro, chamado de economias de escala estáticas, advém do tamanho e escala de produção das unidades produtivas. Assim, as economias de escala estáticas seriam uma resposta da produção às variações do tamanho do mercado. Esse conceito é o que tradicionalmente emprega-se para economias de escala, ou seja, para que a produção dobre de tamanho é requerida menos que o dobro da quantidade dos fatores de produção. Desse modo, o crescimento da produtividade do trabalho acaba sendo reversível, fruto da variação da produção, que por sua vez responde passivamente às expansões da demanda industrial. Kaldor, contudo, enfatiza o segundo tipo de economias de escala, que ele chamou de economias dinâmicas, as quais derivam do progresso técnico, das economias externas, da divisão do trabalho e do *learning by doing* (Feijó & Carvalho, 2002). As economias de escala dinâmicas são derivadas, por exemplo, dos ganhos de aprendizado dos trabalhadores, que se tornam mais eficientes e aptos a executar inovações adicionais no processo produtivo (Oliveira, 2002). Assim, esse tipo de economia de escala não é sensível a mudanças contemporâneas da economia. Desse modo, o crescimento da produtividade induzido por economias de escala dinâmicas seria irreversível. Nesse processo, a relação de causalidade entre as variáveis seria expressa pelo que segue: o crescimento inicial da demanda por produtos industriais gera o aumento da produção, com isso aumentando os retornos crescentes de escala dinâmicos e estáticos provocando, por sua vez, o incremento da produtividade do trabalho setorial.

Adicionalmente, um ponto importante do estudo de Kaldor, que tem provocado controvérsia entre os acadêmicos, diz respeito ao fato de que ele afirma que o crescimento da produtividade seria mais do que proporcional ao crescimento da produção. Isto ocorreria, justamente, devido à presença de economias de escala no setor manufatureiro, sendo estas últimas um fenômeno macroeconômico (Marinho et al, 2000). Assim, existiria uma nítida

tendência à divergência nas taxas de crescimento da produtividade entre regiões e países. Nesse contexto, os países desenvolvidos, por apresentarem mercados internos maiores e mais dinâmicos, incorporariam com maior facilidade os ganhos de produtividade, derivados do progresso técnico, especialização, externalidades, divisão do trabalho, etc. (Marinho et al, 2000).

Essa afirmação de Kaldor, juntamente com a Lei de Verdoorn, fornece uma base sólida para um modelo de causação cumulativa de crescimento econômico, onde os fatores propulsores do crescimento se reforçam mutuamente. Este círculo virtuoso provocaria um crescimento explosivo da produtividade do trabalho. Entretanto, a afirmação de Kaldor não tem encontrado suporte empírico. Autores como Vaciago (1975), afirmam que as economias de escala não são ilimitadas, chegando-se em um ponto em que as mesmas tornam-se decrescentes. De acordo com Bairam (1987), o modelo proposto de causação circular cumulativa é incompatível com o pressuposto de que a demanda é exógena. A hipótese de causação cumulativa requer que os fatores responsáveis pelo crescimento econômico reforcem-se mutuamente, logo a demanda não pode ser exógena. Esta é afetada pelo crescimento da produtividade. Desse modo, um modelo de equações simultâneas seria o mais indicado na visão de Bairam (1987).

Do exposto na equação 2.5, verifica-se que Kaldor estima indiretamente o coeficiente de Verdoorn, a fim de verificar a existência de economias de escala no setor industrial. Em seu estudo, Kaldor encontrou um coeficiente de Verdoorn maior que zero e menor que 1, indicando que o aumento da produção em 1%, requer o aumento da taxa de crescimento do emprego industrial menor do que 1%. (Kaldor, 1966). Este coeficiente é um ótimo indicador do grau de competitividade de um setor frente a seus concorrentes internacionais. Conforme Marinho et al (2000), a elasticidade produtividade-produção é um bom indicador do estágio da estrutura produtiva de um setor. Caso a elasticidade assuma um valor próximo de zero, os

ganhos de produtividade incorporados pelo aumento da produção serão insignificantes, podendo ser tanto uma economia pouco desenvolvida, como uma bastante desenvolvida, mas com dificuldades crescentes na incorporação de ganhos de produtividade. Por outro lado, um valor para a elasticidade maior que um é típico de economias com um elevado grau de dinamismo.

Além do fato de Kaldor estimar indiretamente o coeficiente de Verdoorn, verifica-se ainda que na equação proposta pelo mesmo não é contabilizada a contribuição do capital para o aumento da produtividade. A justificativa de Kaldor para a omissão dessa variável deve-se ao fato de que a razão capital-produto nos países de sua amostra permaneceu constante ao longo do tempo. Entretanto, conforme apontam Harris & Lau (1998), o capital e o trabalho podem ser substituídos mutuamente, sendo a elasticidade do capital com relação à mão-de-obra variável no tempo. Assim, o coeficiente de Verdoorn não seria constante, implicando num parâmetro viesado.

Rowthorn (1975), assinala que a equação proposta por Kaldor deveria ser estimada diretamente, sendo a variável taxa de crescimento da produção endógena e a taxa de crescimento do emprego exógena.

O modelo proposto por Rowthorn pode assumir duas formas:

$$p_i = \frac{\alpha}{(1-\phi)} + \frac{\phi}{(1-\phi)} e_i + \varepsilon \quad (2.6)$$

ou,

$$q_i = \frac{\alpha}{1-\phi} + \left( \frac{1}{1-\phi} \right) e_i \quad (2.7)$$

Segue a derivação matemática mostrando a ligação entre a equação original de Verdoorn e a equação que relaciona a taxa de crescimento da produtividade com a taxa de crescimento do emprego (Thirlwall, 1983).

Da equação (2.3), temos que:

$$p_i = \alpha + \phi \cdot q_i$$

Como  $q_i = p_i + e_i$ , substituindo na equação (2.3), tem-se:

$$p_i = \alpha + \phi \cdot (p_i + e_i) \quad (2.8)$$

$$(1 - \phi)p_i = \alpha + \phi e_i \quad (2.9)$$

Logo, isolando-se a variável  $p_i$ , fica:

$$p_i = \frac{\alpha}{(1 - \phi)} + \frac{\phi}{(1 - \phi)} e_i; \quad (2.10)$$

Para Thirlwall (1983), matematicamente, pode-se estabelecer quatro diferentes especificações para a relação de Verdoorn, desde que a equação 2.4 ( $p_i \equiv q_i - e_i$ ) seja a correta, sendo cada uma delas atribuída a um diferente economista.

$$p_m = a + b(g_m) \quad (\text{Lei de Verdoorn, } 0 < b < 1);$$

$$e_m = -a + (1 - b)g_m \quad (\text{Lei de Kaldor, } 0 < b < 1);$$

$$g_m = a/(1 - b) + (1/1 - b)e_m \quad (\text{Cripps e Tarling, 1973});$$

$$p_m = a/(1-b) + (b/1-b)e_m \quad (\text{Rowthorn,1975})$$

Rowthorn (1975) argumenta adicionalmente que a equação proposta por Kaldor só é válida quando existe oferta ilimitada de mão-de-obra para o setor manufatureiro e a demanda não é afetada pela variação da produtividade ou do emprego. Caso contrário, sua proposição seria a mais adequada.

Segundo Rowthorn, a produção manufatureira só pode ser considerada variável exógena se a produtividade não afetar a demanda. Caso contrário, a especificação não seria a mais correta. O autor salienta que tanto no nível microeconômico como macroeconômico existe tal influência. No nível macro, o aumento da produtividade torna as exportações mais baratas, estimulando a sua demanda. Este efeito, contudo, pode ser amenizado pelo aumento de salários no setor. Por este motivo, o efeito da produtividade sobre a demanda pode estar condicionado à existência de uma oferta substancial de mão-de-obra, capaz de sobrepor-se ao efeito de pressões no sentido de aumentar os salários do setor. Se isto ocorrer, o lucro existente no setor poderá ser reinvestido, aumentando ainda mais a produção. Por outro lado, o aumento das exportações provenientes do aumento da produtividade vai financiar novas importações com o intuito de aumentar a produção doméstica.

No nível microeconômico, o crescimento da produtividade industrial impulsiona a redução dos custos relativamente aos demais setores. A queda de preço dos produtos do setor industrial estimula sua demanda em detrimento dos demais.

Desse debate, concluiu-se que o modelo proposto por Rowthorn será o mais adequado quando existir uma oferta limitada de mão-de-obra para a indústria. Esse autor acredita que apenas até o início da década de 1950 existiam reservas de trabalho disponíveis para a indústria. Estas, contudo, teriam sido esgotadas no início da década de 1960 e, além disso, existiam custos elevados na importação de mão-de-obra de países vizinhos.

Por outro lado, a equação de Kaldor seria a mais adequada quando a oferta de mão-de-obra disponível para a indústria é ilimitada. Cabe salientar, que a análise fica comprometida quando a oferta de trabalho é elástica em relação aos salários industriais. Nesse caso, uma função de oferta de trabalho deve ser incorporada no modelo.

Fruto dessa discussão, Kaldor (1975) mudou seu diagnóstico sobre o fraco crescimento da economia do Reino Unido, passando a considerar a fraca demanda externa como causadora da performance pobre dessa economia. Para ele, a demanda por exportações determinaria a tendência da taxa de crescimento da produtividade dos países.

Existem cinco críticas principais à teoria de Kaldor: A omissão de variáveis explicativas relevantes no modelo econométrico pode ser considerada a primeira delas. A falta do estoque de capital, por exemplo, pode viesar a estimação do coeficiente de Verdoorn. Outro questionamento, como referido anteriormente, seria a estimação do coeficiente de Verdoorn indiretamente. Adicionalmente, Rowthorn (1975) afirma que Kaldor incorre em erro ao considerar a produção como sendo exógena. Logo, seu erro resume-se a considerar uma variável endógena como sendo exógena. Para que seja corrigido tal problema deve-se usar variáveis instrumentais. Já a quarta crítica deriva do fato de que Kaldor supôs, implicitamente, que existe uma oferta de mão-de-obra elástica (Rowthorn, 1975). Enfim, a quinta e última crítica, refere-se ao fato de a equação proposta por Kaldor ser uma regressão espúria.

Contudo, conforme McCombie e Thirlwall (1994) não existe uma resposta definida sobre a gravidade dessas críticas. Uma discussão mais profunda será feita na próxima seção, onde serão abordados os trabalhos dos críticos de Kaldor, bem como a defesa deste autor.

Apesar dessas críticas, cabe referir que existe, uma série de diferenças entre a proposição original adotada por Verdoorn e os preceitos estabelecidos por Kaldor. O primeiro considerava o fenômeno exposto na segunda lei como sendo estritamente microeconômico,



estabelecendo em sua análise um foco subsetorial, enquanto o último considerava um enfoque macroeconômico. Além disso, Verdoorn trabalhava com variáveis em nível e sua equação final derivava de uma função de produção Cobb-Douglas, supondo apenas a presença de economias de escala estáticas.

Como resultado dessas diferenças, surge um paradoxo. Isto ocorre porque o grau de rendimento de escala estimado com as variáveis em nível difere dos resultados obtidos quando são usadas taxas de crescimento. Nesse sentido, os resultados empíricos indicam que quando as variáveis estão em nível (transformadas em logaritmo) o grau de economias de escala é pequeno. Por outro lado, quando as variáveis são empregadas em diferenças (taxas de crescimento) os resultados indicam substanciais retornos de escala. Este fato foi chamado de paradoxo estático-dinâmico, pois, em princípio, se a função de produção de Cobb-Douglas fosse representativa do padrão tecnológico da economia, os valores para o coeficiente de Verdoorn deveriam ser idênticos. Possíveis explicações para esse paradoxo são fornecidas por McCombie (1982, p. 288), sendo citadas abaixo:

A primeira razão para o paradoxo pode decorrer de viés induzido pela mensuração dos erros. Conforme as próprias palavras de McCombie (1982):

It is a standard result of ordinary least squares that if the independent variable is measured with error and the error term is random, then the regression coefficient will be biased downwards. The degree of bias is an increasing function of the ratio of the variance of the error to the variance of the independent variable. Confining attention to the Verdoorn law, the paradox may be explained by the fact that this ratio is larger in the dynamic specification than in the static specification.(McCOMBIE , 1982, p.288)

Desse modo, o autor sugere a existência de uma relação espúria para a lei de Verdoorn dinâmica.

O segundo possível motivo para a discrepância de resultados pode advir do viés devido à omissão de variáveis. A contribuição do capital para o incremento da produtividade

deve ser computada, sob pena de viesar o coeficiente de Verdoorn. Contudo, Bairam (1987) destaca que estudos indicam que o crescimento do estoque de capital não seria significativo estatisticamente e algumas vezes apresentaria sinal contrário ao proposto pela teoria.

Adicionalmente, outra possibilidade seria o viés proveniente da simultaneidade da equação. Rowthorn (1975), afirma que isto ocorre porque tanto a taxa de crescimento do emprego quanto da produção são determinadas conjuntamente. O autor sugere a aplicação de um modelo de equações simultâneas, devido à dificuldade em determinar quais variáveis seriam endógenas ou exógenas. McCombie (1982), assinala que o mesmo problema pode ocorrer em um modelo estático, todavia, devido a seu melhor ajuste o viés será pequeno.

É importante salientar, antes de abordar sua terceira lei, a distinção que separa Kaldor de autores de vinculação Neoclássica. Kaldor acredita que o progresso técnico é endógeno, fruto do aumento do produto industrial (via expansão da demanda) que geraria aumento de produtividade em setores onde existissem economias de escala. Logo, o crescimento econômico seria causado pelo aumento da demanda, induzindo o crescimento dos fatores e o progresso técnico. Nesse sentido, os referenciais de Kaldor são os trabalhos de Verdoorn e Young (1925). De acordo com este último, as economias de escala seriam um fenômeno macroeconômico, sendo predominante sobre aspectos microeconômicos. Young (1925), assinala a existência da divisão do trabalho entre firmas. Através da divisão de etapas do processo produtivo entre firmas com atividades complementares, o fenômeno das economias de escala se tornaria macroeconômico, sendo impulsionado pela especialização e por economias externas.

Por outro lado, autores da corrente Neoclássica consideram o progresso técnico como sendo exógeno, decorrente da dotação de recursos. Ou seja, é a oferta que determina o crescimento econômico dos países. Para os neoclássicos a produtividade do trabalho é a fonte de crescimento das economias, determinada pela geração de tecnologia e sua difusão. Esta

controvérsia diz respeito ao sentido da causalidade entre as variáveis da segunda lei, o que só pode ser comprovado empiricamente.

A terceira lei de Kaldor estabelece uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade de toda a economia com as variáveis emprego industrial e produção industrial. De acordo com esta Lei, existiria também uma relação negativa entre a variável dependente produtividade do trabalho de toda a economia e a variável taxa de crescimento do emprego não industrial.

A explicação teórica para a referida lei estaria no fato de que quanto maior o crescimento da produção do setor de manufaturas, maior será a transferência de trabalhadores dos demais setores, menos produtivos, em direção ao primeiro. Desta forma, a transferência de trabalhadores dos setores menos produtivos para a indústria engendrará a expansão da produtividade do setor manufatureiro, bem como, dos demais. Nesta lei parte-se da hipótese de que a mão-de-obra empregada nos demais setores é redundante. Assim, a evasão deste para a indústria provocaria o crescimento da produtividade tanto na agricultura como no setor de serviços.

A terceira lei pode ser expressa através da equação abaixo, proposta por Kaldor:

$$pt = \mu + \delta q_i - \gamma e_{ni} + \varepsilon \quad (2.11)$$

Sendo:

$pt$  = taxa de crescimento da produtividade da economia;

$e_{ni}$  = taxa de crescimento do emprego no setor não industrial;

$q_i$  = taxa de crescimento da produção manufatureira;

$\varepsilon$  = erro estocástico.

A correlação existente entre as variáveis taxa de crescimento da produtividade do trabalho da economia e taxa de crescimento da produção manufatureira, levou Mamgain (1999) a propor uma equação alternativa, evitando tal problema. Mamgain (1999) sugere uma especificação alternativa, dada por:

$$p_{ni} = \mu + \delta q_i - \gamma e_{ni} + \varepsilon \quad (2.12)$$

Sendo:

$p_{ni}$  = taxa de crescimento da produtividade do setor não industrial;

$e_{ni}$  = taxa de crescimento do emprego no setor não industrial;

$q_i$  = taxa de crescimento da produção industrial;

$\varepsilon$  = erro estocástico.

Da exposição das três leis, verifica-se a existência de uma consistência interna entre elas. A taxa de crescimento do produto industrial estimula o aumento da produtividade industrial (dado pela segunda lei), que por sua vez, devido à migração da mão-de-obra de outros setores para a indústria, gera o aumento da produtividade do trabalho não industrial, bem como de toda a economia. (Mamgain, 1999).

Mais especificamente, a taxa de crescimento da demanda industrial provoca o incremento da produção, que devido à existência de retornos crescentes de escala gera o aumento da produtividade do trabalho na indústria (dado pela lei de Verdoorn). O aumento da produtividade do trabalho na indústria faz com que o salário neste setor seja elevado, atraindo a mão-de-obra de outros setores que antes eram redundantes. Como resultado desse processo, tanto a produtividade do trabalho da indústria como dos demais setores é aumentada.

Dessa forma, o processo de causação circular cumulativa pode ser sintetizado como sugere Stafford (1989): o crescimento da demanda gera maior produção, estimulando maior produtividade que afeta positivamente a demanda. Este ciclo auto-reforçador pode ser tanto expansivo como recessivo. O crescimento lento da demanda provoca efeitos danosos na produção que, por sua vez, afeta negativamente a produtividade causando a redução da demanda.

Por fim, a quarta lei de Kaldor, chamada de lei de Kaldor-Thirlwall é uma resposta do autor às várias críticas que sofreu de economistas como Rowthorn (1975), Stafford (1989), Vaciago (1975), dentre outros. Reconhecendo seu erro de diagnóstico, ao considerar o fraco crescimento da economia britânica como resultante de uma restrição na oferta de mão-de-obra para a indústria, Kaldor altera seu ponto de vista. O autor agora dá maior ênfase à demanda externa como propulsora do desenvolvimento econômico. Segundo Feijó & Carvalho (2002), a quarta lei considera a taxa de crescimento do produto como função da demanda externa. Kaldor, portanto, concorda que o baixo crescimento britânico deve-se mais a redução de sua competitividade internacional do que da restrição de oferta de mão-de-obra.

Sumariando o conteúdo desta seção, verifica-se que as leis de Kaldor derivam da constatação de que existem economias de escala estáticas e dinâmicas no setor manufatureiro. Isto conduz a um processo em que as taxas de crescimento entre países ou regiões tendem a ser divergentes. Neste sentido, um grande número de trabalhos empíricos têm testado a validade das leis de Kaldor, a partir de dados de diferentes países. Na próxima seção buscar-se-á evidências empíricas de estudos sobre o tema, tanto entre países como regionalmente.

## 2.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE AS LEIS DE KALDOR

As leis de Kaldor e as críticas posteriores formuladas por Rowthorn estimularam uma série de estudos posteriores, cujo objetivo principal era verificar o ajuste de tais leis para as diversas economias em períodos diferentes. Neste contexto, os estudos variavam quanto a base de dados utilizada, metodologia, período temporal e região geográfica. Estendeu-se a análise também para outros setores, como, por exemplo, a agricultura e os serviços. Além disso, pesquisas posteriores aplicaram o instrumental de Kaldor focando-se nas regiões de países, que não sofreriam de barreiras a migração de mão-de-obra e, adicionalmente, apresentavam uma base tecnológica menos desigual que em comparações entre países.

O artigo intitulado “Retornos Crescentes e Crescimento em Países Avançados: uma reavaliação” de Vaciago (1975), objetivou verificar a importância dos retornos crescentes como fonte de crescimento econômico para uma amostra de 18 países europeus, no período de 1950-69. Sua amostra era composta pela Grécia, Portugal, Espanha, Iugoslávia, Alemanha, Itália, França, Holanda, Áustria, Bélgica, Suécia, Dinamarca, Reino Unido, Noruega, Finlândia, Irlanda, Países Baixos e Estados Unidos.

Vaciago (1975) utiliza como metodologia estatística o modelo simples de regressão, estimado através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), para testar a primeira e a segunda leis de Kaldor na forma linear e semi-logarítmica. As regressões por Mínimos Quadrados Ordinários foram aplicadas sobre as variáveis taxa de crescimento médio anual do PIB, da produção e da produtividade da indústria manufatureira.

Os resultados encontrados pelo autor indicam um excesso na taxa de crescimento do produto manufatureiro sobre o não manufatureiro, tanto para países de rápido crescimento quanto para países de baixa performance. Testou-se uma equação na forma semi-logarítmica,

obtendo-se melhor ajuste que relações lineares. Vaciago (1975) sugere que existem indícios de retornos decrescentes. Desse modo, conforme as próprias palavras do autor:

... expansion of manufacturing output contributes relatively less to the rate of growth of the fast-growing countries. (VACIAGO, 1975, p. 236)

Em relação a segunda lei, Vaciago encontrou também um melhor ajuste com a função semi-logarítmica. Esse autor verificou um impacto decrescente do aumento da taxa de crescimento do produto sobre o crescimento da produtividade manufatureira. Adicionalmente, o autor executou uma simulação onde excluiu os países menos desenvolvidos da amostra. Neste caso, obteve um aumento da elasticidade da produtividade-produto. Além disso, Vaciago notou dois diferentes padrões. Para os países de vigoroso crescimento a equação estimada demonstrou um grande componente autônomo do aumento da produtividade. Por outro lado, foi encontrado um inexpressivo coeficiente de Verdoorn. Segundo o autor, isto apontaria para a reduzida importância dos retornos crescentes em explicar o aumento de produtividade nos países de rápido crescimento. Já para os países de baixo crescimento, Vaciago encontrou uma maior contribuição da produção para explicar os movimentos da produtividade.

Portanto, pode-se concluir, a partir do trabalho de Vaciago (1975), que os retornos crescentes são de menor importância para explicar o crescimento da produtividade, justamente nos países de rápido crescimento. Os resultados obtidos por este autor negam a suposição de Kaldor, de que o crescimento da manufatura seria uma condição necessária e suficiente para os países avançados alavancarem suas taxas de crescimento.

Rowthorn (1975) faz uma ampla análise da segunda lei de Kaldor, revisando as obras de Gomulka (1971) e de Cripps & Tarling (1973).

Gomulka (1971) apud Rowthorn (1975), a partir de uma amostra de 39 países, estudou a difusão de conhecimentos entre países. Em seu trabalho o autor analisou o período de 1958 a 1968. Para tal período, o autor formulou um diagrama de dispersão no intuito de testar a relação entre as variáveis taxa de crescimento da produtividade industrial e taxa de crescimento do emprego industrial.

Como resultado de seu trabalho, o autor não encontrou qualquer relação entre as variáveis supracitadas, concluindo, com isso, que a difusão de conhecimento tecnológico entre países seria o fator dominante na explicação dos movimentos da produtividade no período de 1958-68. A evidência empírica obtida por este autor indicaria a difusão de técnicas de países mais desenvolvidos para os mais atrasados. Desse modo, o argumento de Kaldor poderia contribuir apenas marginalmente a fim de explicar o crescimento da produtividade.

No que refere ao segundo estudo, a análise de Rowthorn refuta os resultados encontrados por Cripps e Tarling (1973) para o setor manufatureiro, no período de 1951-65. Utilizando os mesmos dados, Rowthorn estima as variáveis diretamente (regredindo a taxa de crescimento da produtividade em relação a taxa de crescimento do emprego industrial) com a exclusão do Japão da amostra. Isto foi feito porque o Japão apresenta um comportamento diferenciado dos demais países da amostra. Este fato é evidenciado pela taxa de crescimento da produtividade no mesmo ser muito superior a dos demais países, sendo considerado um *outlier*.

Os resultados encontrados por Rowthorn em sua pesquisa rejeitam a hipótese de que entre 1951-65 e 1953/54-63/64 existe suporte para a segunda lei de Kaldor para o setor de manufaturas. De acordo com Rowthorn, quando o Japão é retirado da amostra, a relação entre as variáveis desaparece. Logo, tomando como base o trabalho de Rowthorn, o fato de Kaldor ter estimado a relação entre a variável produtividade e a variável emprego indiretamente, utilizando também uma amostra pequena de países (12), que incluiu um país com padrão



diferenciado de crescimento, invalidou seus resultados. Isto, segundo o autor, teria gerado uma correlação espúria entre as variáveis.

Cornwall (1976) contesta a visão inicial de Kaldor, posteriormente alterada, de que às diferenças nas taxas de crescimento entre os países é uma função da oferta de trabalho disponível para a manufatura. A hipótese de Kaldor era que o fraco crescimento britânico derivava de uma restrição na oferta de trabalho para a indústria. Neste contexto, o autor objetivou contrapor-se a visão de Kaldor utilizando um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários, onde a taxa de crescimento da produção manufatureira é a variável dependente. Como variáveis explicativas o autor utilizou a renda *per capita*, a razão do investimento sobre o produto da manufatura, a taxa de crescimento das exportações manufatureiras e a taxa de crescimento da população. Sua amostra era composta por doze países desenvolvidos: Alemanha, Austria, Bélgica, Canada, Dinamarca, Estados Unidos, França, Itália, Japão, Noruega, Países Baixos e Reino Unido.

Quanto aos resultados encontrados por Cornwall, cujo modelo incorpora variáveis explicativas que descrevem a difusão de tecnologias de países líderes, pode-se referir que o mesmo apresentou elevado suporte empírico. Contudo, os resultados se mostraram sensíveis a exclusão do Japão da amostra, havendo queda do coeficiente de explicação ( $R^2$ ) e não significância estatística da variável que mensura a parcela do investimento manufatureiro sobre o valor adicionado do mesmo.

Em linhas gerais, não existe razão, segundo o autor, para considerar-se que houve restrição na oferta de mão-de-obra no período de 1950 a 1970. Fatores como a elevada taxa de crescimento da mão de obra local, migração de países vizinhos e oferta de mão-de-obra excedente na agricultura, agiram no sentido de atender a demanda existente por trabalho na indústria. Isto sugere ser a demanda um dos fatores explicativos do processo de crescimento.

Todavia, para o período posterior a 1970, devido a queda da parcela de emprego na agricultura, pode ter havido alguma restrição proveniente da oferta de mão-de-obra.

Outro estudo relevante no debate sobre as Leis de Kaldor, é o trabalho de Stafford (1989). O autor analisa criticamente a tese da desindustrialização sob uma perspectiva estritamente teórica, explicando-a e confrontando-a com abordagens alternativas. Os elementos centrais, segundo o autor, dessa tese seriam três: versão dinâmica do multiplicador keynesiano, o crescimento dos fatores e da tecnologia é gerado pelos acréscimos da demanda e que existe uma interação positiva e forte entre as variações da demanda e oferta no setor industrial. Estes três elementos dariam suporte para a argumentação de Kaldor de que o setor industrial seria a fonte do crescimento econômico.

Contudo, Stafford após revisar a literatura assinala algumas críticas sobre a visão de Kaldor, no que tange a teoria da desindustrialização dos países. Suas críticas seriam basicamente duas. A primeira, uma constatação empírica, derivada da análise de outros estudos, é de que a relação de Verdoorn tem se tornado menos intensa com o passar do tempo. Como segunda crítica, não menos importante que a anterior, o autor assinala a omissão de variáveis explicativas relevantes na equação representativa da relação de Verdoorn proposta por Kaldor. A conclusão geral do estudo é de que a hipótese da desindustrialização, baseada na tese de Kaldor, deve ser reformulada incorporando os efeitos do desenvolvimento econômico sobre o setor industrial.

Leon-Ledesma (1998), a partir da Lei de Kaldor Verdoorn, busca evidências da presença de economias de escala para as regiões da Espanha no período entre 1962-91. Em seu estudo, o autor parte da hipótese de que em economias modernas, existem muitos setores que apresentam economias de escala. Desse modo, segundo o autor, a visão de que apenas um setor seria o responsável por alavancar o crescimento econômico de toda uma economia seria inadequada. O período de análise foi subdividido em 3 sub-períodos. Calculou-se a taxa de

crescimento médio das variáveis para as regiões entre 1962-73, 1973-83 e 1983-91. Dados de painel foram usados para detectar as relações entre as variáveis, sendo a Lei de Verdoorn testada pelas especificações propostas por Kaldor e Rowthorn.

A partir de seu trabalho, o autor encontrou alguns resultados interessantes. Em primeiro lugar, Leon-Ledesma (1998) constatou que existem fortes evidências de retornos crescentes de escala para os setores manufatureiro, serviços e para o valor adicionado total das regiões analisadas. Contudo, não pode ser constatada qual é a melhor especificação para as variáveis, se a de Kaldor ou a de Rowthorn. Para a agricultura, os resultados encontrados pelo autor não foram significantes estatisticamente, enquanto para o setor de construção foram constatados retornos constantes de escala. A maior contribuição do autor foi confirmar, empiricamente, sua hipótese de que existem diversos setores dinâmicos que podem impulsionar o crescimento econômico de um país.

O estudo de Harris e Lau (1998) objetivou buscar evidências empíricas da Lei de Verdoorn para as indústrias das regiões do território do Reino Unido. O período de análise utilizado no trabalho dos autores compreendeu os anos de 1968 a 1991.

A partir da definição da amostra e de seu período de análise, os autores aplicaram a metodologia de Auto-regressão Vetorial (VAR) para a estimação da relação de Verdoorn. Esta metodologia tem por característica contornar os problemas existentes nas especificações das leis de Verdoorn como, por exemplo, o problema de simultaneidade da equação.

Em linhas gerais, os autores encontraram fortes evidências de retornos de escala para as indústrias manufatureiras das regiões britânicas, decretando, assim, a rejeição da hipótese de convergência das taxas de crescimento entre as regiões. Todavia, o autor assinala que ainda existe espaço para suposições, no que tange a convergência das taxas de crescimento regionais em direção ao seu próprio estado estacionário.

Mangain (1999) avaliou a aplicabilidade da lei de Kaldor-Verdoorn para os países de industrialização recente da Ásia. Sua amostra foi composta por dois grupos. O primeiro foi formado por Singapura e Coréia do Sul e o segundo, pela Malásia, Tailândia e Ilhas Maurício. A base de dados foi retirada do Banco Mundial, para o período de 1960-88. Foi usada também uma base de dados complementar, proveniente do Banco de Desenvolvimento da Ásia.

Os resultados obtidos foram os seguintes: para ambos os grupos a primeira lei de Kaldor teve suporte empírico, isto é, a taxa de crescimento do setor manufatureiro apresentou uma relação positiva com a taxa de crescimento do setor não manufatureiro. Já a lei de Kaldor-Verdoorn não teve suporte empírico na Malásia. Nesta, a taxa de crescimento da produtividade decresce com o aumento da taxa de crescimento do produto manufatureiro. Para os demais países, com exceção da Coréia do Sul, também não se encontrou evidência empírica para a lei de Kaldor-Verdoorn. Nesse sentido, o autor sugere adaptações das leis para o novo contexto mundial da Globalização.

Novell e Marsal (1999) objetivaram em seu estudo testar as leis de Kaldor para as regiões européias durante 1984-92. Além disso, os autores verificaram a existência de suporte para a presença de autocorrelação espacial nas equações estimadas. Neste estudo, verificou-se que apenas a segunda e terceira lei de Kaldor foram validadas. Eles constataram, também, a presença de autocorrelação espacial. Isto demonstrou, segundo os autores, que o crescimento econômico de uma região afeta positivamente seus vizinhos. Contudo, sustentou-se no estudo que existem outros fatores explicativos para o crescimento da produtividade, tais como a difusão tecnológica internacional, especialização produtiva diferenciada entre nações, etc.

Bianchi (2001) testa a lei de Verdoorn para todos os setores da economia Italiana no período 1951-1997. Adicionalmente, faz comparações entre a experiência dos Estados Unidos e União Européia. Utiliza o método de séries temporais para alcançar tais objetivos. Escolhe esta técnica porque nas várias regiões italianas existem diferentes características tecnológicas,

o que pode gerar uma correlação espúria entre as variáveis. São testados três modelos: o originalmente proposto por Verdoorn, um mecanismo de ajustamento parcial e, por último, um modelo que considera a contribuição do capital.

Referindo os resultados mais importantes encontrados pelo autor, constata-se que as estimativas da lei de Verdoorn evidenciam a presença de economias de escala tanto setoriais como para a economia italiana como um todo no período. Quanto ao modelo que incorpora a taxa de crescimento do capital como variável explicativa, encontrou-se indício de retornos crescente para o setor industrial no período.

O artigo intitulado “*Testing Kaldor’s Growth Laws Across the Countries of África*”, de Wells e Thirlwall (2002), pretendeu verificar o ajuste das proposições de Kaldor para os países africanos. A técnica estatística de *Cross-Section* foi usada pelos autores, sendo a amostra composta por 45 países africanos, no período 1980-96. A fonte dos dados foi o Banco de Desenvolvimento da África e o Banco Mundial.

A justificativa apontada para o estudo, foi à inexistência de pesquisas que contemplem a estimação das leis de Kaldor para países em desenvolvimento. Neste sentido, os autores pretendem preencher esta lacuna.

A partir dos dados apresentados pelos autores, constatou-se que a taxa de crescimento média do produto setorial no período é praticamente a mesma nos países africanos. Ou seja, os valores das taxas ficam ao redor de 2%, não havendo mudança estrutural significativa.

Os resultados encontrados pelos autores forneceram suporte para as proposições de Kaldor. Segundo Wells e Thirlwall (2002), tanto a primeira como as demais leis tiveram suporte empírico, demonstrando que uma mudança estrutural nesses países em direção ao aumento da parcela do setor manufatureiro no produto total da economia, seria bem vinda para acelerar o crescimento do produto da região.

Martinho (2003) objetivou em seu estudo estimar a lei de Verdoorn para as regiões e setores de Portugal, no período de 1995-99. Os dados obtidos são das Contas Regionais de 2003 do Instituto Nacional de Estatística. A metodologia empregada pelo autor foi a regressão com Dados de Paineis. Em seu estudo, foram testadas as equações propostas por Verdoorn, Kaldor e Rowthorn incluindo-se novas variáveis como, por exemplo, a variável concentração e fluxo de mercadorias, com o propósito de verificar quais seriam os efeitos da inclusão dessas variáveis nas equações estimadas.

Sumariando os resultados encontrados no estudo, verificou-se que a lei de Verdoorn apresentou maior significância estatística e coeficiente de explicação ( $R^2$ ) do que as equações estimadas nas formas sugeridas por Kaldor e Rowthorn. As variáveis fluxo de mercadorias e concentração não melhorou significativamente os resultados encontrados. Isto sugere, de acordo com o autor, que a principal variável explicativa do processo de crescimento da produtividade foi a taxa de crescimento da produção.

Ao analisar o caso brasileiro, cabe referir que existe um número limitado de estudos à cerca da aplicação das leis de Kaldor, sendo que os estudos existentes abordam, principalmente, o setor industrial. Os estudos apresentados nos próximos parágrafos serão, em sua totalidade, aplicados ao Brasil.

Entre os estudos sobre a lei de Kaldor-Verdoorn no Brasil, pode-se citar o trabalho de Marinho *et al.* (1998) que teve por objetivo apresentar evidências empíricas da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil no período 1985 a 1997. Os autores utilizaram como fonte de dados a Pesquisa Industrial Mensal do IBGE (PIM). Quanto ao método estatístico empregado, foi escolhido pelos autores o Modelo de Correção de Erros, onde os impactos de curto e longo prazo das variações da produção sobre a produtividade do trabalho industrial são captados.

A conclusão encontrada pelos autores, computando-se todo o período, foi de que existe uma relação positiva entre o crescimento da produção e o da produtividade do trabalho na indústria de transformação brasileira. Contudo, como ocorreu uma quebra estrutural em 1990, os autores dividiram o período de análise. Para o período de 1985-1990 não foi encontrada evidência significativa de relação entre as variáveis taxa de crescimento da produção e taxa de crescimento da produtividade no longo prazo, estando o crescimento da produtividade baseado em fenômenos de curto prazo. Isto ocorreu, segundo os autores, devido às demissões e as reduções nas horas trabalhadas. Desse modo, constatou-se que a lei não apresentou um bom ajuste para o período de recessão. Já no segundo período, constatou-se forte relação positiva entre as variáveis tanto no curto prazo como no longo prazo. Cabe referir, que para os autores o processo de abertura econômica foi fundamental para o crescimento da produtividade.

Outro importante trabalho empírico aplicado ao Brasil foi o estudo de Guimarães (2002). Este autor analisou a relação existente entre produção, economia de escala e produtividade nos setores industrial e agrícola, no período 1970 a 1997 para o primeiro e de 1975-1995 para o último. Duas funções foram estimadas: a função original de Verdoorn e a função reformulada por Kaldor. Utilizando a metodologia econométrica do Vetor Auto-regressivo, o autor tentou minimizar o problema de considerar variáveis como endógenas ou exógenas.

Para o setor industrial, os resultados encontrados pelo autor indicaram a presença de economias de escala. Contudo, o autor refere que a magnitude do coeficiente de economias de escala de longo prazo (0,47) encontrado no estudo, foi menor que a observada em estudos para outros países, indicando que a indústria de transformação brasileira apresentou um reduzido dinamismo. No que diz respeito ao sentido da causalidade entre as variáveis encontrou-se evidências, através do teste de Granger, de que as variações da produção

precedem as variações da produtividade. Além disso, o resultado da função de impulso-resposta, obtido pela metodologia VAR demonstrou a transmissão contemporânea de variações na produção industrial em direção a produtividade.

Os resultados encontrados pelo autor para a agricultura apontaram para a presença de substanciais economias de escala. O autor assinala que o resultado, entretanto, pode estar superestimado. De acordo com Guimarães (2002), o setor agrícola sofreu profundas mudanças estruturais nos últimos anos que podem ter viesado os resultados encontrados. Por exemplo, o crescimento da participação de culturas que são altamente mecanizadas, pouco intensivas em trabalho, pode ter provocado a superestimação. Mesmo assim, o autor sustenta a existência de economias de escala no setor, no entanto, em menores bases.

O trabalho de Feijó e Carvalho (2002) distancia-se dos estudos anteriores, por ser uma análise essencialmente teórica, sem a intenção de estimar o coeficiente de Verdoorn. Os autores analisaram a evolução da produtividade industrial brasileira na década de 1990, usando como base de dados as Contas Nacionais, a pesquisa industrial mensal e a pesquisa industrial anual do IBGE.

A partir da análise desses dados, os autores observaram que parte do crescimento da produtividade da indústria brasileira deveu-se a redução do emprego. Além disso, não foi observada pelos autores qualquer tipo de convergência da produtividade do trabalho entre os setores da indústria. De posse do instrumental analítico de Kaldor, os autores concluem que o padrão de crescimento da produtividade na década de 90 será insustentável sem a presença de fatores da demanda. Ou seja, o efeito dinamizador da indústria deve ser utilizado a fim de gerar aumentos de produtividade, para com isso, entrarmos novamente no círculo auto-reforçador de crescimento.

No artigo de Braga e Marquetti (2002) foram estimados através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), equações a fim de validar as proposições de Kaldor a cerca



dos determinantes do crescimento econômico para a economia do Rio Grande do Sul, no período de 1980-2000. A fonte de dados utilizada pelos autores foi a Fundação de Economia e Estatística do Rio Grande do Sul. Neste sentido, foram utilizadas para testar a segunda lei de Kaldor, as taxas geométricas de crescimento das variáveis produtividade, produção e emprego da indústria de transformação de 1980 a 2000. Para isso, separou-se o estado em regiões homogêneas a fim de evitar problemas de desagregação de territórios.

Os resultados dos autores apontaram para a validade da primeira lei de Kaldor somente nas regiões mais desenvolvidas do estado. Estendendo-se a mesma análise para os setores agrícolas e de serviços os resultados não foram significativos. No que tange a segunda lei, os resultados indicaram uma forte relação positiva entre as variáveis produtividade e produção manufatureira. Ou seja, o aumento da produção manufatureira causa o aumento da produtividade do setor. Já para a terceira lei, a mesma foi aceita, com a ressalva de que não foi a mão-de-obra que migrou de outros setores a causadora do crescimento da produtividade do conjunto da economia.

Sintetizando o conteúdo dessa seção, nota-se que a maioria dos estudos apontaram para a confirmação empírica da Lei de Verdoorn, sendo atribuídas algumas ressalvas no que diz respeito a problemas econométricos. Neste sentido, na próxima seção será feita uma breve análise dos movimentos recentes da produtividade do trabalho para o Brasil na década de 1990, abordando-se questões como a abertura econômica e seus respectivos impactos na economia.

### **2.3 MOVIMENTOS RECENTES DA PRODUTIVIDADE DO TRABALHO NO BRASIL**

A economia brasileira sofreu, a partir do início da década de 1990, uma série de transformações que proporcionaram um aumento significativo da produtividade do trabalho. A abertura econômica ocorrida nesse período acirrou a competição entre empresas no país. O Brasil tinha uma economia extremamente fechada antes da abertura, seu modelo de desenvolvimento econômico era pautado pelo processo de substituição de importações. Este modelo não estimulava a concorrência, visto que a entrada de produtos estrangeiros era pouco significativa. Logo, houve na economia brasileira uma mudança estratégica significativa, abandonando-se um modelo totalmente esgotado em busca da modernização da economia nacional.

Acompanhando as variáveis produtividade, produção e emprego nas décadas de 1970, 1980 e 1990, nota-se uma expressiva quebra de padrão nas séries temporais para a indústria nacional. Na década de 1970, observa-se que tanto a produção quanto o emprego relacionam-se positivamente, apresentando para ambos um padrão crescente. Feijó e Carvalho (2002), salientam que a partir de 1980 essa relação continuou positiva, mas perdeu força. Já para a década de 1990, observou-se uma alteração na relação entre a variável produção e emprego (Feijó e Carvalho, 2002). Desse modo, verifica-se que na passagem das duas décadas anteriores à de 1990, existe uma quebra na tendência de crescimento da produtividade. Esta, que vinha crescendo a taxas decrescentes, passou na última década a apresentar taxas crescentes de crescimento da produtividade. Esta quebra de tendência é bem frisada por Bonelli (1998) para o caso da indústria nacional.

Na figura 1, pode-se ver o comportamento temporal dos logaritmos dos índices de produtividade (PRDSA), produção (PFSA) e pessoal ocupado na produção (POSA) para a

indústria, no período de 1976 a 2001. Tomou-se como base para as referidas séries o ano de 1976, as quais foram dessazonalizadas e logaritmadas.

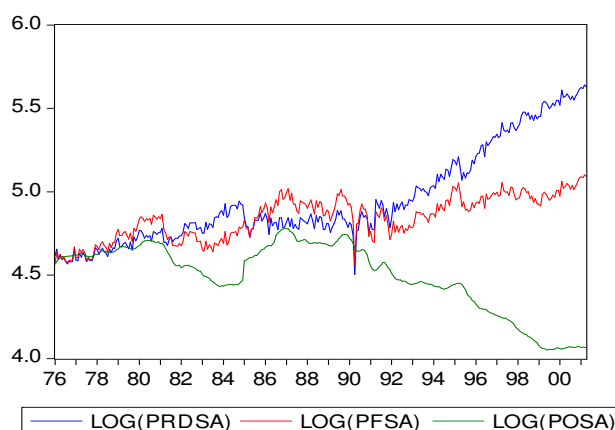


FIGURA 1 - Evolução temporal das séries produtividade, produção e emprego para a indústria brasileira.

Fonte: Elaboração do autor.

Fonte dos dados brutos: PIM, IBGE (2005).

Da análise da Figura 1, constata-se que as afirmações referidas no parágrafo anterior são confirmadas. Desse modo, verifica-se que existe uma nítida alteração da tendência de crescimento da produtividade.

Também no setor agropecuário, verifica-se que o impulso dado pela abertura econômica não foi de forma alguma irrelevante. Neste sentido, a possibilidade por parte dos produtores de importar insumos antes proibidos, foi vital para o aumento da produtividade. A aquisição de adubos, pesticidas e outros implementos agrícolas por preços reduzidos e muitas vezes de melhor qualidade, proporcionou não só o aumento da produção como também da produtividade.

Os ganhos de produtividade ocorridos no período, de um modo geral, são o resultado de uma série de fatores. O aumento da competição pode ser considerado o primeiro deles. A mudança no ambiente econômico promovido por tal evento, foi fundamental no crescimento da produtividade. Em resposta a mudança no ambiente, ocorre a alteração na postura por parte

dos empresários. As empresas brasileiras antes de 1990, por terem sua reserva de mercado garantida, não tinham qualquer preocupação quanto a implementação de novas técnicas e com uma análise séria dos custos. Com a redução das tarifas, este comportamento foi alterado devido ao acirramento da competição pela entrada de produtos internacionais.

Os demais fatores explicativos do processo de crescimento da produtividade do trabalho são na verdade uma consequência do primeiro. O aprendizado por parte dos empresários nacionais, decorrente da importação de produtos, pode ser considerado um deles, bem como a aquisição de insumos mais baratos que geravam ganhos de eficiência expressivos. A própria abertura econômica agiu no sentido de estimular a especialização regional. Por exemplo, de acordo com Silva e Laplane (1994) apud Marinho et al. (1998), algumas medidas adotadas pelas empresas para garantir sua competitividade foram a desverticalização da produção, a redefinição de produtos e a adoção de inovações organizacionais. Assim, a mudança de postura por parte das empresas em resposta ao choque inicial, foi de fundamental importância no aumento da produtividade.

Neste contexto, não se pode de forma alguma desprezar o choque da abertura econômica sobre a produtividade da mão-de-obra. Atualmente, é consenso entre economistas de diversas correntes do pensamento econômico, que a abertura ao exterior foi importante em promover o crescimento da produtividade. Entretanto, ainda existe uma controvérsia que versa sobre a magnitude de tal impacto na produtividade.

### **3. METODOLOGIA**

O presente capítulo está dividido em duas partes. Na primeira, faz-se uma breve revisão da técnica econométrica empregada no estudo. Na última parte, são apresentados os dados empregados, suas fontes, bem como o tratamento dado aos dados.

#### **3.1 REVISÃO ECONOMÉTRICA**

No trabalho são empregados 2 tipos de técnicas econométricas: análise de séries temporais para o estudo da indústria e análise de *cross section* para o estudo do setor agropecuário. O segundo, por ser de amplo conhecimento, não será apresentado nesta seção, apresentando-se apenas as principais características da técnica de séries temporais, utilizada na análise da indústria brasileira no capítulo 4.

##### **3.1.1 SÉRIES TEMPORAIS**

Em econometria existe uma série de procedimentos para se estudar as relações entre variáveis econômicas, tais como: processo de corte transversal, de dados de painel e de séries temporais. De especial interesse para o presente trabalho é o procedimento de séries temporais, que se caracteriza pelo estudo da relação entre as variáveis de modo contínuo no tempo, sendo um importante instrumento para a pesquisa em economia.

A econometria de Séries Temporais apresenta uma série de pressupostos para que se possa fazer a análise de relações econômicas, bem como projeções. Nesse sentido, em econometria dividem-se as séries temporais em dois tipos: as séries estacionárias e as não

estacionárias. Séries estacionárias são aquelas que possuem média e variância constantes ao longo do tempo, bem como sua covariância sendo uma função do intervalo de tempo entre os dois períodos selecionados. Matematicamente:

$$E(y_t) = y_0 = \nu, \text{ sendo } \nu \text{ constante;}$$

$$Var(y_t) = \sigma^2;$$

$$Cov(y_t, y_s) = 0, t \neq s.$$

Esse tipo de série é muito utilizada pelos economistas, pois os choques exógenos são dissipados rapidamente, isto é, essas séries absorvem os choques rapidamente, voltando ao seu padrão normal.

O outro tipo de série é denominado de séries temporais não estacionárias. A maioria das séries econômicas está nesse segundo grupo. Sua principal característica diz respeito ao fato de que os choques passados são propagados continuamente. Os economistas caracterizam essas séries como tendo longa memória. Nesses casos, os requisitos antes válidos para as séries serem estacionária, agora não são mais válidos. Qualquer tipo de modelo preditivo formado por variáveis não estacionárias será ineficaz, pois as séries não estacionárias não voltam a sua tendência normal após um choque. Isso pode ser visto matematicamente, num modelo autoregressivo de primeira ordem AR(1) com três períodos:

$$T1: y_1 = y_0 + \varepsilon_1; \quad (3.1)$$

$$T2: y_2 = y_1 + \varepsilon_2 = y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2; \quad (3.2)$$

$$T3: y_3 = y_2 + \varepsilon_3 = y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3. \quad (3.3)$$

Nota-se que o período 3, ilustrado na equação (3.3), incorpora tanto o erro no primeiro período como no segundo, evidenciando-se assim a longa memória da série não estacionária.

Todavia, existe uma forma de transformar uma série econômica de não estacionária para estacionária. Para alcançar tal objetivo, basta diferenciar a série. O processo de fazer a diferença nas séries é bastante usual, sendo que uma série que tem de ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária é chamada de integrada de ordem um I(1). A maioria das séries econômicas são integradas de ordem um I(1). A transformação da série não estacionária é desenvolvida matematicamente como segue:

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

Subtraindo-se de ambos os lados da equação  $y_{t-1}$  fica,

$$y_t - y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Assim,

$\Delta y_t = \varepsilon_t$ , tendo  $\varepsilon_t$  as propriedades do modelo de regressão clássico, sendo uma série estacionária por definição.

Nesse sentido, as séries integradas de ordem zero I(0) são estacionárias. Esses e outros conceitos serão examinados na próxima seção que trata do teste de raiz unitária. Cabe salientar que a próxima seção é apenas introdutória, não se pretendendo esgotar o assunto.

### 3.1.2 TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA

Os testes de raízes unitárias têm por finalidade verificar se as séries são estacionárias ou não estacionárias; se as mesmas ajustam-se após um choque ou se apresentam uma longa

memória, onde os choques passados são propagados para os períodos futuros. Nesse sentido, cabe salientar, que uma característica de uma série estacionária é o fato de o coeficiente de correlação apresentar uma rápida diminuição ao longo do tempo. Por outro lado, em séries não estacionárias o correlograma que mensura a correlação entre as variáveis custa a desaparecer. A análise gráfica da evolução da série também auxilia no diagnóstico da existência de raiz unitária. Logo, séries que apresenta média e variância constante ao longo do tempo serão estacionárias, tendo um coeficiente de correlação que diminui rapidamente com o tempo.

Dentre os modelos usados para descrever a evolução das séries, pode-se citar três tipos definidos pelas equações abaixo:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \beta t + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

A primeira, conhecida como caminho aleatório (*random walk*), é a mais simples delas. É um tipo de série que não volta a sua tendência normal após um choque. A segunda e a terceira são, respectivamente, a série caminho aleatório adicionada a um *drift* ( $\mu$ ) e a uma tendência determinística ( $\beta t$ ).

O teste de raiz unitária de Dickey Fuller deve ser aplicado nas três equações para a verificação da existência de não estacionaridade. Nesse caso, só será considerada como não estacionária a série que apontar a existência de raiz unitária para todas as três equações dispostas acima (Ver Anexo2). A derivação matemática do teste de Dickey Fuller pode ser vista abaixo, a partir de um modelo auto-regressivo de ordem um.



$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

Subtraindo-se de ambos os lados da equação a variável  $y_{t-1}$ , tem-se,

$$y_t - y_{t-1} = \phi y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

$$\Delta y_t = (\phi - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Fazendo-se  $\gamma = (\phi - 1)$ , tem-se,

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

A partir dessa equação testa-se duas hipóteses, sendo que a hipótese  $H_0$ , confirma a existência de raiz unitária, enquanto a hipótese alternativa rejeita a existência de raiz unitária, indicando que a série é estacionária.

Hipóteses:

$H_0: \gamma = 0$  (presença de raiz unitária);

$H_a: \gamma < 0$  (não existe raiz unitária).

Um ponto importante e inicial no teste de Dickey Fuller Ampliado (ADF), que será apresentado a seguir, trata-se do número de defasagens que será usado na equação auto-regressiva. Para isso, existem dois métodos: o método do geral para o específico e o uso dos critérios de Informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). Segundo Perron (1994) apud Guimarães (2002), o primeiro procedimento é assintoticamente válido e consiste em estimar

uma série de regressões, começando por um modelo auto-regressivo de maior ordem como, por exemplo de 12 defasagens, sempre eliminando o último parâmetro quando esse não for significativo. Após a eliminação do último parâmetro se re-estima a equação na ordem imediatamente anterior.

No segundo processo, utiliza-se dos critérios de Akaike e Schwarz para a seleção da ordem ideal de defasagens do modelo auto-regressivo. Nesse caso, inicia-se com um modelo de ordem elevada, fazendo-se o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF) para todas as ordens, escolhendo-se a regressão que apresentar os menores valores para os critérios de Akaike e Schwarz.

O teste de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF), muito aplicado em trabalhos empíricos, tem como pressuposto que o erro estocástico não deve ser autocorrelacionado. Logo, funciona da mesma forma que o teste de Dickey Fuller, adicionando-se mais variáveis defasadas para tornar o resíduo serialmente não correlacionado. Matematicamente, o mesmo pode ser derivado como segue:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

Inserindo-se no lado direito da equação a expressão  $(\phi_2 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-1})$ , tem-se,

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$y_t = \mu + (\phi_1 + \phi_2) y_{t-1} - \phi_2 (y_{t-1} - y_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

O próximo passo compreende na subtração da expressão  $y_{t-1}$  de ambos os lados da equação, resultando:

$$y_t - y_{t-1} = \mu + (\phi_1 + \phi_2) y_{t-1} - \phi_2 (y_{t-1} - y_{t-2}) + \varepsilon_t - y_{t-1} \quad (3.16)$$

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

Sendo:

$$\gamma = \phi_1 + \phi_2 - 1$$

$$\alpha_1 = -\phi_2.$$

Assim, no teste de Dickey Fuller Ampliado testam-se duas hipóteses.

H0:  $\gamma = \phi_1 + \phi_2 - 1 = 0$  (existe raiz unitária);

Ha:  $\gamma = \phi_1 + \phi_2 - 1 < 0$  (série é estacionária).

Na próxima seção será analisado um caso peculiar, onde mesmo com variáveis não estacionárias, poder-se-á empregar o método de mínimos quadrados ordinários para se analisar a relação entre as séries não estacionárias.

### **3.1.3 COINTEGRAÇÃO, TESTE DE CAUSALIDADE E MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS**

Em econometria existe uma maneira de se estimar relações entre variáveis econômicas não estacionárias. Caso elas possuam a mesma ordem de integração e, adicionalmente, apresentem trajetórias comuns ao longo do tempo, apresentando uma relação de equilíbrio de longo prazo, poder-se-á utilizar o método de Mínimos Quadrados Ordinários. Nesse caso, a combinação das variáveis tornará o resíduo resultante estacionário. Esse fenômeno em que existe uma mesma tendência de longo prazo para as séries, gerando um resíduo estacionário, é chamado em econometria de Cointegração.

Engle e Granger (1987) formularam um teste de não cointegração em duas etapas. Na primeira etapa, testa-se a ordem de integração das variáveis. A condição necessária para a cointegração entre as variáveis, porém não suficiente, é de que as duas séries apresentem a mesma ordem de integração. Caso essa hipótese seja verdadeira, prossegue-se o teste estimando-se duas regressões:

$$y_t = c_1 + \beta x_t + \varepsilon_{t1} \quad (3.18)$$

$$x_t = \varphi_1 + \delta y_t + \varepsilon_{t2} \quad (3.19)$$

O próximo passo consiste em verificar se os erros ( $\varepsilon_{t1}$  e  $\varepsilon_{t2}$ ) são estacionários. Caso essa hipótese seja confirmada as duas séries serão cointegradas. Por outro lado, se elas não forem estacionárias as séries não serão cointegradas.

Um ponto adicionalmente importante, refere-se ao teste de precedência temporal para as variáveis cointegradas. O Teste de Causalidade de Granger, um dos métodos mais utilizados em trabalhos empíricos, usa as seguintes equações:

$$\Delta Y_t = \delta + \sum_i \beta_{1,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_i \theta_{1,i} \Delta X_{t-i} + \gamma_1 \zeta_{t-1} \quad (3.20)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_i \beta_{2,i} \Delta X_{t-i} + \sum_i \theta_{2,i} \Delta Y_{t-i} + \gamma_2 \varepsilon_{t-1} \quad (3.21)$$

Sendo  $\zeta_{t-1}$  e  $\varepsilon_{t-1}$  os valores defasados dos resíduos das equações (3.18) e (3.19) mostradas acima. Na equação (3.20), para a confirmação da hipótese de que a variável X causa a variável Y o coeficiente de  $\zeta_{t-1}$  e/ou os valores de pelo menos um dos coeficientes da variável X e de suas defasagens deve ser significativo. A confirmação dessa hipótese deve ser

testada através do teste F ou do teste de Wald. O mesmo tipo de análise deve ser feito na equação (3.21), para a confirmação da hipótese de que Y causa X.

Segundo o Teorema de Representação de Granger, existem três formas de representar variáveis cointegradas: como um modelo de correção de erros (MCE), na forma de um vetor auto-regressivo (VAR) e como um modelo de médias-móveis.

Segundo Patterson (2000), o modelo de correção de erros possui dois elementos chave. O primeiro refere-se ao ajustamento para o desequilíbrio defasado, sendo o equilíbrio gradualmente alcançado caso não ocorra outro choque adicional. O segundo elemento importante no modelo de correção de erros seria o ajustamento para alterações nas variáveis determinantes do equilíbrio. Os dois elementos são demonstrados na equação que descreve um modelo de correção de erros simples, como segue:

$$\Delta y_t = \theta_1 \Delta x_t + \theta_2 \xi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

$$\Delta y_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta x_t + \theta_2 (y_t - x_t)_{-1} + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

$$\text{sendo } \theta_0 = -\theta_2 c_1$$

O tamanho do parâmetro  $\theta_2$ , demonstra a rapidez com que o desequilíbrio desaparece. Ou seja, quanto maior o valor absoluto do parâmetro  $\theta_2$ , mais rápido será alcançado o equilíbrio. Conforme o exemplo proposto por Patterson (2000), se  $\theta_2$  equivale a -0,10, 10% do desequilíbrio do período anterior (t-1) será removido no período atual (t). Adicionalmente, se  $\theta_2$  for diferente de zero existe uma conexão entre as séries.

Os modelos apresentados acima poderão incluir variáveis adicionais desde que sejam estacionárias I(0). Conforme Patterson (2000), o modelo pode ser generalizado como demonstrado abaixo:

$$\Delta y_t = defasagem(\Delta y_t, \Delta x_t) + \theta_{2y} \xi_{t-1} + defasagem(\varepsilon_{1t}) \quad (3.24)$$

$$\Delta x_t = defasagem(\Delta x_t, \Delta y_t) + \theta_{2x} \xi_{t-1} + defasagem(\varepsilon_{2t}) \quad (3.25)$$

A aplicabilidade do modelo de correção de erros (MCE) apresenta algumas vantagens em relação aos modelos de vetor auto-regressivo (VAR) e de média móvel (MA). Conforme Kennedy (1998) apud Marinho et al. (1998), pode-se admitir como uma vantagem básica na utilização do modelo de correção de erros a possibilidade de inclusão de informações originárias da teoria econômica. Além disso, Marinho et al. (1998) salientam a obtenção da elasticidade produtividade-produção como outra vantagem apresentada pelo referido modelo.

Em linhas gerais, o modelo de correção de erros (MCE) é uma forma eficiente de estabelecer a relação entre variáveis cointegradas, capturando, assim, o ajustamento ao equilíbrio de longo prazo decorrente de choques.

### 3.2 FONTES DE DADOS

As fontes de dados existente no Brasil para mensurar a produtividade do trabalho na indústria se reduzem em duas pesquisas: a Pesquisa Industrial Mensal (PIM) e a Pesquisa Industrial Anual (PIA) feitas pelo IBGE.

A Pesquisa Industrial Mensal (PIM) tem como base de ponderação o Valor da Transformação Industrial de 1985, sendo seu foco de análise as médias e grandes empresas. O fato de sua base de ponderação ser o Censo de 1985 deixa a pesquisa muito desatualizada, visto que a economia brasileira sofreu profundas mudanças nos últimos anos. Para Sabóia (2000), o fato de a pesquisa ser incapaz de incorporar novos produtos, bem como a melhoria

de qualidade dos já existentes provoca uma profunda distorção em suas estimativas. Nesse sentido, a produtividade pode ser considerada como um bom exemplo dessa distorção. Para o cálculo da produtividade utiliza-se a razão entre a variável produção física e a variável horas pagas, podendo esta última variável ser substituída, sem alteração nos resultados, pela variável pessoal ocupado na produção. Esta última variável é empregada como uma proxy das horas trabalhadas na produção. Marinho et al. (1998) e Sabóia (2000), assinalam que a variável horas trabalhadas na produção é preferida em relação as demais, por incorporar o aspecto qualitativo do trabalho. De acordo com Sabóia (2000), a variável horas pagas adiciona os períodos de férias e licença maternidade como se estivessem realmente sido trabalhadas, distorcendo o verdadeiro valor da produtividade. Além disso, a produção pode ser aumentada pelo uso de horas extras, o que superestima o valor da produtividade por trabalhador.

Existem outros fatores, além dos já referidos acima que podem distorcer os valores encontrados para a produtividade, podendo-se citar como exemplo a importação de insumos e a terceirização. Conforme Sabóia (2000), a terceirização da produção pode provocar a distorção no índice de produtividade, se e somente se a empresa responsável pela produção não constar na amostra da pesquisa. Sabóia (2000) assinala, entretanto, que o fenômeno da terceirização concentra-se predominantemente nas atividades de serviços não causando qualquer impacto no cálculo da produção. No caso da importação de insumos, tal distorção deve-se ao fato de que o índice de produção física não é atualizado para captar a redução no valor adicionado, fazendo com que o índice de produtividade fique artificialmente superestimado. Logo, esses dois fatores conjugados causam a superestimação do cálculo da produtividade. No entanto, fatores como a não inclusão de novos produtos e a melhoria de qualidade dos produtos agem em sentido contrário. Segundo Sabóia (2000), não existe um consenso quanto ao efeito final dessa distorção, sendo o resultado condicionado ao setor que se está analisando.

A Pesquisa Industrial Anual (PIA) apresenta como base de ponderação também o Censo de 1985. Sua amostra é superior a da Pesquisa Industrial Mensal, sendo que os pesos originais dos setores não podem ser alterados. A produtividade do trabalho é calculada como a razão da variável Valor da Transformação Industrial sobre a variável Pessoal Ocupado. Depois de uma ampla análise da literatura, Sabóia (2002) aponta a Pesquisa Industrial Mensal do IBGE como sendo superior a Pesquisa Industrial Anual, por apresentar resultados mais coerentes, principalmente para a década de 1990.

Nesse sentido, o trabalho empregará como fonte dos dados brutos para o cálculo da produtividade no setor industrial a Pesquisa Industrial Mensal do IBGE. A partir dos dados brutos da Pesquisa Industrial Mensal (PIM), selecionou-se para a indústria uma amostra que contempla o período de janeiro de 1985 a abril de 2001. As variáveis utilizadas foram a produção física mensal (PIM-PF), como *proxy* do valor adicionado, e o pessoal ocupado na produção, sendo as séries dessazonalizadas e logaritmadas. O processo de ajustamento sazonal foi calculado automaticamente pelo software econométrico Eviews versão 4.1, sendo empregado o método multiplicativo das razões das médias móveis, como em Marinho et al. (1998). Quanto ao método econométrico, será empregado no estudo o Modelo de Correção de Erros conforme descrito na seção 3.1.1.3. O software utilizado foi o Eviews versão 4.1.

De posse dos dados e do procedimento econométrico, pretende-se estimar a relação de Kaldor-Verdoorn, bem como o sentido de sua causalidade para a indústria no período de 1985 a 2001. A variável dependente será a produtividade, como na equação originalmente definida por Verdoorn, sendo esta calculada pela razão entre as variáveis produção física mensal e pessoal ocupado na produção. Já a variável explicativa utilizada será a produção física mensal.

A figura 2 evidencia o processo temporal de evolução de algumas variáveis de análise chave para o setor industrial. As variáveis LOG(PRDSA) e LOG(PFSA) mostradas na Figura



2 são, respectivamente, a produtividade do trabalho industrial e a produção física industrial, sendo as mesmas dessazonalizadas e logaritmadas.

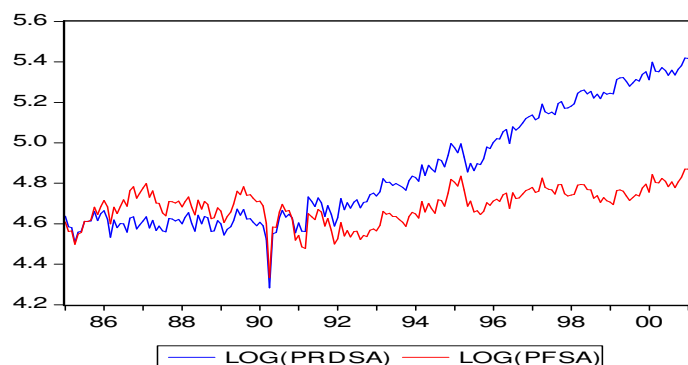


FIGURA 2 - Evolução temporal das séries produtividade e produção da indústria brasileira.  
Fonte: IBGE (2005).

A Figura 2 sugere a existência de uma relação positiva entre as variáveis produção e produtividade, verificando-se ainda que as duas séries apresentam tendência de crescimento a partir de 1990. Analisando-se a figura, também, pode-se levantar a hipótese de que existe uma alteração no padrão das séries após 1990. Parece haver uma quebra estrutural na série a partir de 1990. No entanto, para a comprovação dessa hipótese será necessário aplicar o teste de Chow<sup>1</sup>, o que será feito no capítulo 4.

O próprio padrão de crescimento conjunto das duas séries parece indicar que as mesmas estão cointegradas, existindo um equilíbrio no padrão de crescimento entre as variáveis. Porém, antes de considerar tal conclusão necessita-se examinar se as variáveis são não estacionárias. Nesse sentido, nesta seção será mostrada apenas a análise gráfica das variáveis em nível e em primeiras diferenças, deixando-se para o próximo capítulo os cálculos referentes aos testes de Dickey Fuller Ampliado e os testes de cointegração.

A seguir estão dispostas nas figuras 3 e 4 referentes à produção e a produtividade industrial em nível e em diferenças.

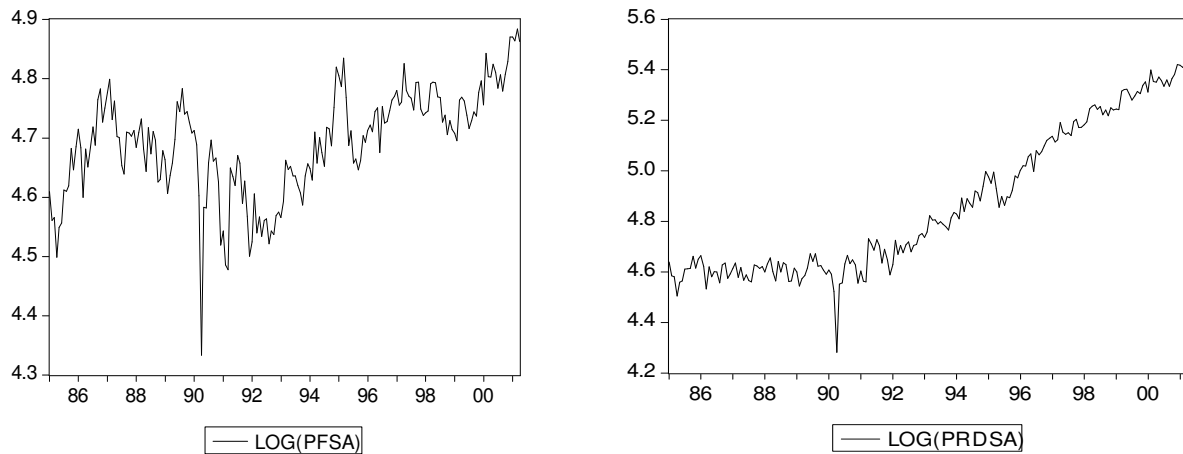


FIGURA 3 - Evolução dos índices de produtividade do trabalho e produção da indústria brasileira no período 1985-2001.

Fonte: Elaboração do autor.

Fonte dos dados brutos: IBGE (2005).

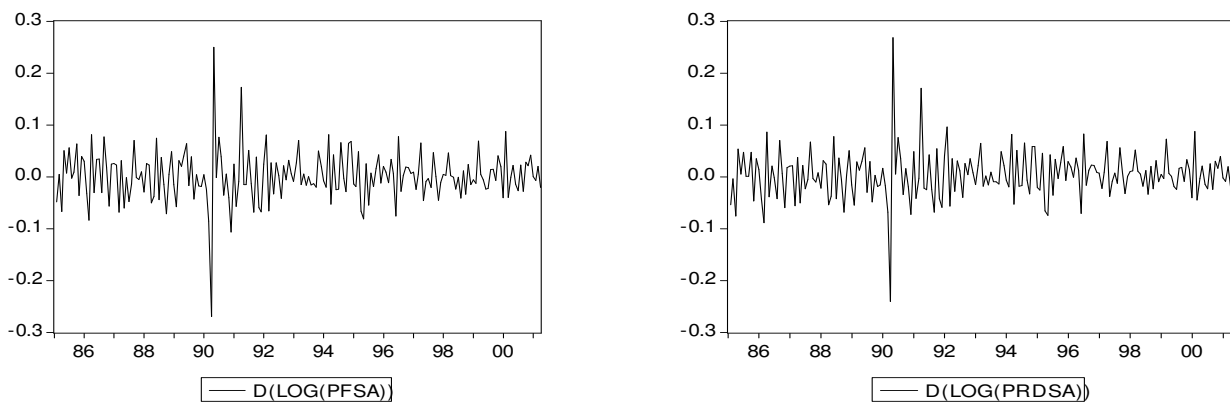


FIGURA 4 - Evolução temporal da primeira diferença do logaritmo das variáveis produtividade do trabalho e produção industrial do logaritmo das séries.

Fonte: Elaboração do autor.

Fonte do dados brutos: IBGE (2005).

<sup>1</sup> O teste de Chow é utilizado para a constatação de quebra estrutural de séries econômicas. Seu resultado indica apenas a existência da quebra não estabelecendo qualquer inferência sobre sua causa.

Analisando-se as figuras acima, sugere-se que as variáveis são integradas de ordem 1. Contudo, para se ter certeza disto deve-se aplicar os testes de Dickey Fuller Ampliado. Este e outros testes serão aplicados no próximo capítulo, com o objetivo de analisar os resultados encontrados para a indústria e para a agropecuária brasileira.

A fonte de dados utilizada para a agropecuária foram os Censos Agropecuários do IBGE, dos anos de 1970 e 1995. Foram selecionadas as variáveis valor nominal da produção, pessoal ocupado na produção e o investimento agropecuário, para todos os estados brasileiros nos censos de 1970 e de 1995 (Ver Anexo B). De posse desses dados, calculou-se a taxa de crescimento médio anual das variáveis entre os anos censitários de 1970 a 1995, conforme o método proposto por Stoneman (1979). A equação a seguir mostra a metodologia de cálculo para a taxa de crescimento médio anual utilizada:

$$g_x = \frac{1}{n}(\log_e x_{t+n} - \log_e x_t) \quad (3.26)$$

Onde:

$g_x$  = taxa de crescimento logarítmica da variável  $x$  ;

$n$  = número de períodos entre duas observações;

$\log_e x_t$  = logaritmo natural da variável  $x_t$ .

Este procedimento foi aplicado a todas as variáveis. A variável produtividade do trabalho do setor agropecuário foi calculada da mesma forma que para a indústria, como sendo a razão entre a variável valor nominal da produção e a variável pessoal ocupado na produção. Cabe referir que a primeira variável foi deflacionada originariamente pelo deflator implícito do PIB, aos preços do ano 2000. Além disso, essa variável exclui os dados referentes à indústria rural para não distorcer os resultados.

As variáveis supracitadas serão importantes para a estimação da Lei de Kaldor Verdoorn, nas especificações propostas por Kaldor e Verdoorn, visando testar empiricamente a existência de economia de escala no setor. Adicionalmente, serão estimadas as mesmas equações com a inclusão da variável explicativa investimento, medindo-se assim a contribuição do capital para o crescimento da produtividade do trabalho. O procedimento econométrico que será adotado será o popular modelo de corte transversal, estimado através do método de Mínimos Quadrados Ordinários.

A Figura 5 sugere a existência de uma relação positiva entre a variável produtividade (PRD) e valor nominal da produção agropecuária (VNP). Deve-se notar da análise da figura que existem dois *outliers*, os quais quando são excluídos, tornam mais evidente a existência de uma relação positiva entre as variáveis.

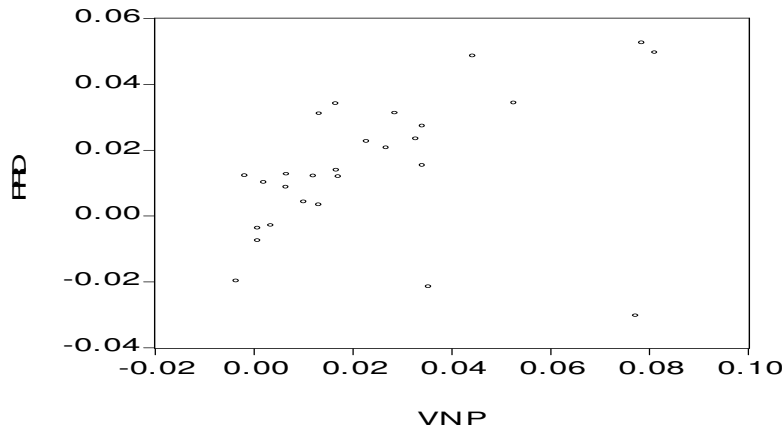


FIGURA 5 - Diagrama de dispersão da Produtividade (PRD) e do valor da produção agropecuária (VNP) nos estados brasileiros.  
 Fonte: Elaboração do autor.  
 Fonte: IPEADATA (2005).

A partir da análise da Figuras 6, pode-se inferir que existe uma relação positiva entre as variáveis pessoal ocupado e produção.

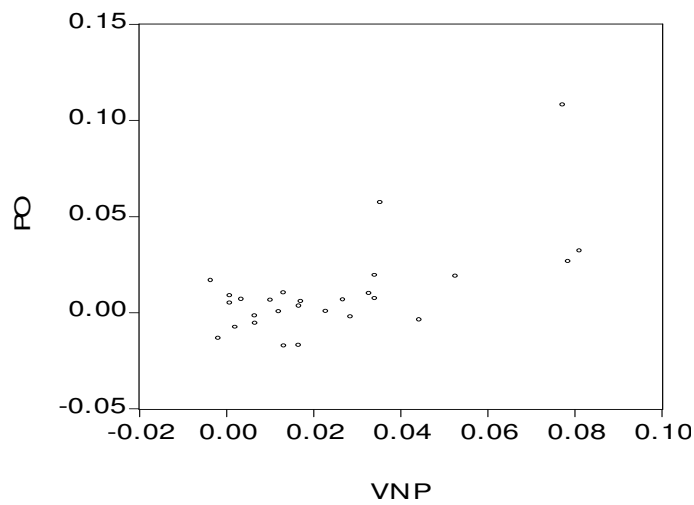


FIGURA 6 - Diagrama de dispersão da taxa de crescimento do valor da produção e do pessoal ocupado na agropecuária no período 1975-95.

Fonte: Elaboração do autor.

Fonte dos dados brutos: IPEADATA (2005).

Diante das figuras demonstradas, constata-se uma relação positiva entre as séries produtividade e produção, tanto no setor industrial como na agropecuária. Além disso, sugere-se que as variáveis produção e produtividade no setor industrial apresentam uma raiz unitária, hipótese que será testada com maior rigor no capítulo 4.

#### **4. A LEI DE KALDOR-VERDOORN NA INDÚSTRIA E NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRAS**

Neste capítulo serão analisados os resultados encontrados para o setor industrial e agropecuário brasileiro, no que se refere ao ajuste da Lei de Kaldor-Verdoorn. Com o objetivo de comprovar as suposições ilustradas no capítulo anterior, com base nas demonstrações gráficas, pretende-se executar testes complementares a fim de mensurar a relação positiva entre as variáveis produção e produtividade na indústria e agropecuária. Nesse sentido, serão apresentados os resultados para o setor industrial quanto aos testes de raiz unitária, de co-integração e de causalidade de Granger, no intuito de ratificar as suposições feitas no capítulo 3, bem como enriquecer a análise. Além desses testes, apresentaremos o resultado do modelo de correção de erros obtidos pelo software econométrico Eviews versão 4.1. Na última parte desse capítulo, apresenta-se e analisa-se os principais resultados encontrados para o setor agropecuário.

##### **4.1 LEI DE KALDOR-VERDOORN NA INDÚSTRIA BRASILEIRA NO PERÍODO 1985-2001**

A partir da transformação dos dados descrita no capítulo referente à metodologia e aplicação do processo econométrico de séries temporais, essa seção visa apresentar e interpretar os resultados encontrados para o modelo de correção de erros aplicado à indústria brasileira no período de 1985 a 2001, captando-se a dinâmica de curto prazo entre as variáveis logaritmo da produção e da produtividade industrial. Para a formulação do mecanismo de correção de erros, entretanto, é necessário que as supracitadas séries sejam

cointegradas. Desse modo, serão aplicados testes econométricos para a constatação de que as séries são cointegradas para a efetiva estimação do modelo de correção de erros.

No capítulo 3, a análise gráfica das figuras 3 e 4 sugeriram a presença de raiz unitária nas séries logaritmo da produtividade do trabalho (LPRDSA) e logaritmo da produção industrial (LPFSA). Nesse sentido, a fim de comprovar tal suposição, aplicou-se o teste de Dickey-Fuller ampliado para os dados. A tabela 1, a seguir, apresenta os resultados da aplicação do método geral para o específico, assintoticamente válido, para determinar o número de defasagens da equação. Conforme os resultados apresentados, constata-se que as séries dos logaritmos da produtividade (LPRDSA) e produção (LPFSA) possuem raiz unitária, visto que o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) indicou a aceitação da hipótese nula de existência de raiz unitária ao nível de 5% de significância. Nota-se, também, através da aplicação do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a primeira diferença dos logaritmos das variáveis produção ( $\Delta(\text{LPFSA})$ ) e produtividade ( $\Delta(\text{LPRDSA})$ ) que rejeita-se a hipótese nula de existência de raiz unitária. Isto é um indicativo de que as séries logaritmo da produção (LPFSA) e logaritmo da produtividade (LPRDSA) são integradas de primeira ordem, ou seja, para que as duas sejam estacionárias, deve-se aplicar a primeira diferença.

Tabela 1  
Teste de raiz unitária para as variáveis na presença de intercepto e tendência linear

Variáveis	Defasagens <sup>1</sup>	ADF <sup>2</sup>	Durbin Watson	p-valor
LPFSA	8	-1,6764	1,9782	0,7580
$\Delta(\text{LPFSA})$	7	-7,9588	1,9823	0,0000
LPRDSA	8	-1,8382	2,0057	0,6822
$\Delta(\text{LPRDSA})$	7	-8,4861	2,0047	0,0000

<sup>1</sup> O número de defasagens foi calculado automaticamente pelo software econométrico Eviews versão 4.1.

<sup>2</sup> Valores críticos de Mackinnon para o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF):

-4,0078 (1%), -3,4340 (5%).

Fonte dos dados brutos: IBGE (2005).

Os resultados obtidos na tabela 2 e no Anexo D confirmam os resultados do teste realizado na tabela 1, ou seja, as séries produtividade e produção possuem uma raiz unitária.

Tabela 2

Teste de raiz unitária para as variáveis na presença de intercepto.

Variáveis	Defasagens <sup>1</sup>	ADF <sup>2</sup>	Durbin Watson	P-valor
LPFSA	8	-1,2001	1,9794	0,6743
LPRDSA	8	1,6554	2,0003	0,9996

<sup>1</sup> O número de defasagens foi calculado automaticamente software econométrico Eviews versão 4.1.

<sup>2</sup> Valores críticos de Mackinnon para o teste de Dickey-Fuller Aumentado para presença de raiz unitária: -3,4653 (1%), -2,8768 (5%).

Fonte dos dados brutos : IBGE (2005).

Constatando que as séries são integradas de primeira ordem, verificamos se as variáveis são cointegradas. O fato de apresentarem um equilíbrio comum no longo prazo permite utilizar o processo de mínimos quadrados ordinários na estimação da equação de Kaldor-Verdoorn. Nesse caso, foi empregado o processo de dois estágios de Engle-Granger a fim de testar a presença de cointegração entre essas variáveis. De acordo com o estabelecido no capítulo 3 foram estimadas as equações abaixo que fazem parte do primeiro estágio do processo, representando o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

$$LPRDSA = -5,6487 + 2,2411LPFSA \quad (4.1)$$

$$LPFSA = 3,6510 + 0,2138LPRDSA \quad (4.2)$$

Onde:

$LPRDSA$  =logaritmo da produtividade do trabalho industrial dessazonalizada;

$LPFSA$  = logaritmo da produção física industrial dessazonalizada.



Depois de estimar a relação de longo prazo entre as variáveis, o próximo passo consistiu em verificar se os resíduos resultantes são estacionários. Caso essa hipótese seja comprovada, as variáveis serão cointegradas. A tabela 3 confirma a cointegração entre as variáveis, porque os testes de raiz unitária para o resíduo da equação 4.1 (RESTO 1) e da equação 4.2 (RESTO 2) mostraram a ausência de raízes, estando as séries estacionárias. (Para mais detalhes ver Anexo E). Isto pode ser constatado pelo fato do p-valor das duas séries ser menor do que 5%, indicando a rejeição da hipótese nula de não estacionaridade.

Tabela 3  
Teste de raiz unitária para as variáveis na presença de tendência e intercepto

Variáveis	Defasagens <sup>1</sup>	ADF <sup>2</sup>	Durbin Watson	P-valor
RESTO1	3	-4,3481	1,9818	0,0033
RESTO2	3	-4,0474	1,9793	0,0088

<sup>1</sup> O número de defasagens foi calculado automaticamente pelo software econométrico Eviews versão 4.1.

<sup>2</sup> Valores críticos de Mackinnon para o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF): -4,0065 (1%), -3,4334 (5%).

Fonte: elaborado pelo autor.

Fonte dos dados brutos: IBGE (2005).

Além do fato de as séries serem cointegradas, pode-se sugerir, a partir da análise das equações (4.1) e (4.2) representativas do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, que o efeito de longo prazo da produção sobre a produtividade é substancialmente maior que o efeito da produtividade sobre a produção exposta na equação (4.2). Isso fica explícito quando se compara o parâmetro da equação (4.1) de 2,24 com o coeficiente da equação (4.2), cuja magnitude é de apenas 0,21.

Confrontando-se o resultado das equações (4.1) e (4.2) com o estudo de Guimarães (2002) para a indústria de transformação, observa-se que o valor do efeito da produção sobre

a produtividade atingiu apenas o montante de 0,47. O fato da elasticidade de longo prazo encontrada para a indústria ser maior do que para a indústria de transformação sugere a confirmação da hipótese kaldoriana de que as economias de escala são um fenômeno essencialmente macroeconômico. Além disso, a suposição de Kaldor de que o efeito da produção sobre a produtividade é superior ao efeito contrário da produtividade sobre a produção encontra suporte empírico nas equações (4.1) e (4.2) representativas da relação de longo prazo entre as variáveis.

A seguir, foi aplicado o teste de causalidade de Granger nas variáveis cointegradas, com o objetivo de estudar o sentido de causalidade entre as mesmas. Para se analisar a causalidade de produção para a produtividade foi estimada a equação (4.3), tendo sido utilizada, arbitrariamente, quatro defasagens.

$$\begin{aligned} \Delta(LPRDSA)_t = & 0,009 - 2,014\Delta(LPRDSA)_{t-1} + 0,078\Delta(LPRDSA)_{t-2} - 0,912\Delta(LPRDSA)_{t-3} \\ & + 2,081\Delta(LPRDSA)_{t-4} + 1,502\Delta(LPFSA)_{t-1} - 0,489\Delta(LPFSA)_{t-2} + 0,709\Delta(LPFSA)_{t-3} \\ & - 2,273\Delta(LPFSA)_{t-4} + 0,034\text{Re.stol}(-1) \end{aligned} \quad (4.3)$$

Sendo:

$LPRDSA$  = logaritmo da produtividade do trabalho industrial dessazonalizada;

$LPFSA$  = logaritmo da produção física industrial dessazonalizada;

$\Delta(LPRDSA)_{t-1} = LPRDSA_{t-1} - LPRDSA_{t-2}$ ;

$\text{Re.stol}(-1)$  = resíduo da equação (4.1).

A partir da equação (4.3), aplicando-se o teste de Wald, constatou-se a presença de causalidade da produção para a produtividade. Isto pode ser visto pela rejeição da hipótese

nula de não significância dos coeficientes, sendo a probabilidade do teste F de 0,00003 significativa estatisticamente ao nível de 5%. (Para mais detalhes ver Anexo F).

A próxima equação explicita o Teste de Granger no sentido inverso, isto é, da produtividade para a produção. A hipótese de Kaldor era de que o efeito da produtividade sobre a produção seria insignificante, sendo a produção a principal causadora da produtividade.

$$\begin{aligned} \Delta(LPFSA)_t = & 0,008 + 2,230\Delta(LPFSA)_{t-1} - 0,432\Delta(LPFSA)_{t-2} + 0,937\Delta(LPFSA)_{t-3} \\ & - 2,102\Delta(LPFSA)_{t-4} - 2,635\Delta(LPRDSA)_{t-1} + 0,094\Delta(LPRDSA)_{t-2} - 1,094\Delta(LPRDSA)_{t-3} \\ & + 1,926\Delta(LPRDSA)_{t-4} - 0,195\text{Re.sto2}(-1) \end{aligned} \quad (4.4)$$

Onde:

$LPRDSA$  = logaritmo da produtividade do trabalho industrial dessazonalizada;

$LPFSA$  = logaritmo da produção física industrial dessazonalizada;

$\Delta(LPRDSA)_{t-1} = LPRDSA_{t-1} - LPRDSA_{t-2}$ ;

$\text{Re.sto2}(-1)$  = resíduo da equação (4.2).

A partir do exame da equação (4.4), bem como do teste de Wald para a hipótese nula de que o coeficiente da variável produtividade e de suas defasagens são iguais a zero, concluiu-se pela rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância. Ou seja, pelo menos um dos coeficientes é significativo e, conseqüentemente, a variável produtividade precede temporalmente a variável produção. (Para mais detalhes ver Anexo F).

Analisando-se os resultados conjuntamente, verifica-se que existe bicausalidade entre as variáveis, isto é, a produção causa a produtividade e a produtividade causa a produção. Esse fato não está totalmente de acordo com a hipótese de Kaldor de que apenas a produção causaria a produtividade. Guimarães (2002) e Marinho et al. (1999) em seus estudos para a

indústria de transformação brasileira, encontraram resultados condizentes com a hipótese de Kaldor. Entretanto, pelo fato de estar sendo analisada a indústria como um todo, parece pouco provável considerar que apenas a produção causa a produtividade, desconsiderando-se o efeito contrário. Nesse sentido, o modelo de correção de erros que foi estimado deverá contemplar tais relações. (Para mais detalhes ver Anexo F)

Entretanto, antes da estimação do modelo de correção de erros, faz-se necessário aplicar o teste de Chow para quebra estrutural evidenciada em abril de 1990, decorrente da abertura comercial brasileira, com o objetivo de identificar se há interferência na relação entre as variáveis.

O exame do teste de Chow, presente no Anexo G, deixa evidente a ocorrência de uma quebra estrutural em abril de 1990, visto que a hipótese nula de estabilidade estrutural foi rejeitada ao nível de significância de 5% (valor- $p=0,009$ ). No entanto, o teste não informa se a quebra foi decorrente da mudança de intercepto, da inclinação ou de ambos. Objetivando sanar essa dúvida, executou-se o teste de variáveis *dummy*, incorporando-se uma *dummy* que capta a mudança de intercepto e outra de inclinação. Considerou-se o valor da *dummy* como sendo equivalente a zero ( $D=0$ ) para o período anterior ao ano de 1990, enquanto para o período posterior o valor estabelecido para a *dummy* foi a unidade ( $D=1$ ). Os resultados, descritos no Anexo G indicam que a quebra decorre, principalmente, de uma mudança no intercepto. Sendo assim, o próximo passo será estimar o modelo de correção de erros com a presença das variáveis *dummies*. Assim, foi escolhido um modelo de defasagens distribuídas autoregressivo linear com duas defasagens, utilizando-se para isso o critério de Akaike e Schwarz para a escolha do número de defasagens do modelo, tendo sido escolhido o modelo que apresentou o menor valor para os critérios supracitados, conforme Marinho et al. (1998).

A seguir foram estimadas duas equações representativas da dinâmica de curto prazo entre as variáveis, através do modelo de correção de erros, captando-se assim, o duplo sentido

de causalidade entre as séries. A equação (4.5) capta o sentido de causalidade da produção sobre a produtividade, enquanto a equação (4.6) evidencia o efeito contrário.

$$\begin{aligned} \Delta(LPRDSA)_t = & -0,003 + 0,006D + 0,96\Delta(LPFSA)_t + 0,649(LPRDSA - LPFSA)_{t-1} \\ & + 0,039D(LPRDSA - LPFSA)_{t-1} - 0,692(LPRDSA - LPFSA)_{t-2} \end{aligned} \quad (4.5)$$

$$\begin{aligned} \Delta(LPFSA)_t = & 0,004 - 0,006D + 1,022\Delta(LPRDSA)_t + 0,667(LPFSA - LPRDSA)_{t-1} \\ & + 0,041D(LPFSA - LPRDSA)_{t-1} - 0,712(LPFSA - LPRDSA)_{t-2} \end{aligned} \quad (4.6)$$

Sendo:

$LPRDSA$  = logaritmo da produtividade do trabalho industrial dessazonalizada;

$LPFSA$  = logaritmo da produção física industrial dessazonalizada;

$D$  = variável *dummy*.

Constatou-se que a equação (4.5), representativa da lei de Kaldor-Verdoorn, apresentou elevado poder de ajuste, com um coeficiente de explicação ( $R^2$ ) de 0,98. Além disso, tanto os resultados para o teste F, como os valores negativos encontrados para o critério de Akaike confirmaram o elevado ajuste do modelo.

Conforme mostrado na equação (4.5), o efeito de curto prazo da variação da produção sobre a produtividade foi de 0,96. Essa é uma medida da elasticidade produtividade-produção de curto prazo. Nesse sentido, o aumento em 1% na taxa de crescimento da produção industrial engendra um aumento de 0,96% da produtividade do trabalho industrial. Segundo Marinho (1998), o fato de a elasticidade produtividade-produção ser próxima de 1 indica um

razoável poder para incorporar ganhos de produtividade, sendo uma característica de setores com uma estrutura medianamente bem configurada.

Comparando esse resultado com o estudo de Martinho (2003) para a indústria portuguesa, observa-se que o valor encontrado para o coeficiente de Verdoorn para a indústria brasileira de 0,965 foi pouco superior ao encontrado para a indústria de Portugal de 0,964, sendo praticamente idênticos. Desse modo, pode-se considerar que o setor industrial brasileiro apresenta uma capacidade em incorporar ganhos de produtividade, proveniente do aumento da produção, semelhante ao da indústria portuguesa.

Outro ponto importante, a partir da análise da equação (4.5), é que 69% do desequilíbrio provocado no período (t-2) desaparece no período t. Isto indica que em dois períodos o sistema recompõe 69% do desequilíbrio, indicando que o setor industrial reage rapidamente aos desequilíbrios de curto prazo. Além disso, pelo fato dos coeficientes de correção de erros serem praticamente idênticos após a quebra estrutural de 1990, fato confirmado pelo teste de Wald, verifica-se que quando os desvios de equilíbrio de longo prazo no período (t-2) ultrapassam o desvio do período (t-1), ocorre uma redução da produtividade. Da mesma forma, se o desvio do período (t-1) for maior que o do período (t-2) provocará o aumento da produtividade. Essa, conforme Marinho (1998), é uma medida da elasticidade produtividade produção de longo prazo.

No que se refere aos resultados apresentados na equação (4.6), constata-se uma elasticidade de produção-produtividade de curto prazo de 1,02. Comparando-se esse resultado com àquele encontrado na equação (4.5), observa-se que as mudanças de curto prazo na produtividade afetam mais intensamente a produção do que o contrário. Assim, a produção altera 1,02% para cada 1% de alteração da produtividade, enquanto que para cada 1% de mudança na produção a produtividade é afetada em 0,96%. Além disso, o valor de -0,71 encontrado para o coeficiente de correção do erro indica que em dois períodos o sistema

recompõe 71% do desequilíbrio, sendo uma medida da velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio.

Nota-se também que, tanto na equação (4.5) quanto na (4.6), apenas as variáveis *dummies* de intercepto e do resíduo no período (t-1) foram significantes ao nível de 5%. Isto demonstra que em termos da relação entre as variáveis no curto prazo, não houve mudança significativa após a abertura econômica de 1990. As elasticidades de curto prazo das equações (4.5) e (4.6) para o setor industrial nacional não sofreram alteração após a abertura econômica brasileira.

Comparando-se os resultados encontrados para os dois modelos de correção de erros com o trabalho de Marinho et al. (1998), conclui-se que tanto a elasticidade de curto prazo quanto a de longo prazo para a indústria como um todo é maior que o encontrado para o setor da indústria de transformação. Este fato é um indicativo de que Kaldor estava certo pelo menos em parte, quando afirmava que o fenômeno das economias de escala seria basicamente macroeconômico, sendo a especialização da produção entre indústrias complementares um forte componente explicativo do crescimento da produtividade.

Outros trabalhos também encontraram evidências de economias de escala para o setor industrial no Brasil. Dentre os mais recentes, pode-se citar o trabalho de Braga e Marquetti (2001), que encontrou como mensuração para a elasticidade produtividade-produção no Rio Grande do Sul o valor de 0,22. Comparando-se esse resultado estadual com o da indústria brasileira como um todo, verifica-se uma grande distância entre a elasticidade produtividade-produção. Isto sugere que a base industrial gaúcha em comparação com a brasileira apresenta dificuldade em elevar a produtividade média do trabalho pelo aumento da produção.

Outra comparação que pode ser feita é com o trabalho de Thirlwall (2000). Esse autor encontrou um coeficiente de Verdoorn de 0,878 para o conjunto dos países africanos no período 1980-96, indicativo de consideráveis economias de escala no setor industrial. Nota-se

que os resultados aqui encontrados para a economia brasileira são próximos dos obtidos para a África. Todavia, existe uma diferença significativa entre a estrutura industrial das duas economias. Enquanto a economia brasileira possui uma estrutura consolidada, a África possui uma estrutura industrial muito incipiente. Esses fatos conjuntos sugerem que tanto o Brasil quanto os países da África em seu conjunto têm elevada capacidade em aumentar suas produtividades do trabalho através de aumentos na demanda.

Entretanto, Vaciago (1975) argumenta que a equação de Kaldor-Verdoorn apresenta um elevado ajuste apenas para países com baixo crescimento. Esse argumento ganha força quando se observa que nas décadas de 1980 e 1990 a economia brasileira apresentou taxas de crescimento modestas. Segundo Vaciago (1975), em países de crescimento acelerado, fatores como as difusões de tecnologia ganham importância na explicação das variações na produtividade. A suposição de que a equação de Kaldor-Verdoorn se ajusta melhor a países com reduzida taxa de crescimento é compatível com os resultados encontrados no presente estudo, visto que tanto na equação (4.1), quanto na (4.5) encontrou-se baixos coeficientes autônomos de crescimento da produtividade, respectivamente -5,65 e -0,02. Adicionalmente, a própria abertura econômica brasileira ocorrida na década de 1990 não provocou uma mudança muito acentuada na elasticidade de Verdoorn de curto e longo prazos para a indústria como um todo. Disso decorre que apenas a ação conjunta de fatores como a difusão de tecnologia e os retornos crescentes de escala podem garantir taxas de crescimento futuras da produtividade elevadas.

Sumariando os resultados encontrados nessa seção, verificou-se que a hipótese de ocorrência de economias de escala estáticas e dinâmicas no setor industrial brasileiro foi confirmada, sendo os impactos de curto prazo da produção sobre a produtividade significativamente elevados. O processo de crescimento da produtividade industrial no país foi devido, pelo menos em parte, às economias de escalas dinâmicas oriundas de fatores



macroeconômicos, conforme estabelecido por Kaldor. Fatores como a especialização da produção entre setores complementares, bem como dos ganhos de aprendizado dos trabalhadores (*learning by doing*) atuaram como impulsionadores do crescimento da produtividade industrial brasileira. Desse modo, pode-se considerar que para o período de análise existe um componente endógeno no progresso técnico. Contudo, constatou-se que, no período analisado, o efeito da produtividade sobre a produção no curto prazo foi superior ao efeito contrário, sendo um indicativo de que o processo de crescimento da produtividade industrial não pode ser reduzido apenas a fatores macroeconômicos geradores de economias de escala dinâmicas. Isso rejeita de certa forma a hipótese de Kaldor de que a produção é o principal fator na determinação da produtividade, sendo o processo de crescimento da produtividade mais amplo, baseado na interação de fatores de oferta e demanda. Assim, para que a produtividade industrial cresça de modo sustentável são necessárias medidas que contemplem tanto o aumento da demanda industrial interna e externa, como políticas que atuem no sentido de estimular a absorção de tecnologia, visto que, segundo o teste de Granger de precedência temporal, existe bicausalidade entre as variáveis. Essa última pode derivar, por exemplo, de uma nova rodada de abertura econômica nacional.

#### **4.2 LEI DE KALDOR-VERDOORN NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO 1970-1995.**

Essa seção tem por objetivo apresentar os resultados encontrados para o setor agropecuário, no que tange à estimação dos modelos propostos para a segunda Lei de Kaldor para a versão dinâmica (usando taxas de crescimento) nas especificações utilizadas por Verdoorn e Kaldor. Assim, além de identificar qual dos modelos apresenta o melhor ajuste

aos dados, a presente seção busca também evidência empírica quanto a presença de economias de escala no setor agropecuário brasileiro.

#### 4.2.1 ESTIMAÇÃO DO MODELO DINÂMICO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

A partir do tratamento dado à base de dados apresentada no capítulo 3, em que os mesmos foram deflacionados e logaritmados, estimou-se, utilizando-se as taxas de crescimento logarítmicas para o período de 1970-1995, as especificações propostas por Verdoorn, Kaldor e Rowthorn para a segunda Lei de Kaldor.

A equação (4.7) apresenta os resultados obtidos para a relação proposta por Verdoorn, onde a variável taxa de crescimento da produtividade é explicada pela taxa de crescimento da produção. Nesse caso, a última variável é considerada estritamente exógena, sendo impulsionada pelas expansões da demanda.

$$PRD = 0,006 + 0,346(VNP) \quad (4.7)$$

(0,22)      (0,18)

R<sup>2</sup> ajustado=0,13

Critério de Akaike= -4,96

Prob(estatística F)=0,04

Teste RESET=0,31

Obs: p-valor entre parênteses.

Sendo:

*PRD* = taxa de crescimento logarítmica da produtividade do trabalho agropecuário no período de 1970-1995;

$VNP$  = taxa de crescimento logarítmica do valor nominal da produção agropecuária deflacionada no período de 1970-1995.

A partir da análise da equação (4.7), observa-se que a equação apresenta razoável poder de ajuste para uma estimação baseada no método de corte transversal, com um  $R^2$  ajustado de 0,13. Trabalhos como o de Mamgain (1999), por exemplo, encontraram valores do  $R^2$  ajustado para o setor industrial dos tigres asiáticos que variavam de 0,12 a 0,17, sendo os resultados encontrados na equação aceitáveis no que diz respeito ao ajuste do modelo. A significância do teste F, bem como os valores negativos encontrados para os critérios de Akaike e Schwarz corroboram as afirmações feitas anteriormente sobre o ajuste do modelo. (Para mais detalhes ver Anexo I).

O teste RESET, presente no Quadro I.1 do Anexo I, testa se a forma funcional utilizada por Verdoorn está correta, quando aplicada para os dados da agropecuária brasileira. De sua análise, verifica-se a aceitação da hipótese nula, ou seja, a forma funcional apresentada está correta. Isto pode ser visto pelo valor do teste mostrado acima, onde a probabilidade de 0,31 ultrapassa o nível de significância de 5%, requisito para a aceitação da hipótese nula de aceitação da forma funcional. Contudo, apesar do ajuste, as variáveis explicativas do modelo não se mostram significativas a um nível de 5%, o que invalida qualquer inferência a partir da equação estimada.

Assim, de acordo com os resultados apresentados para o setor agropecuário, no que refere a equação proposta por Verdoorn, pode-se constatar que a mesma não apresenta resultados satisfatórios. A não significância das variáveis explicativas compromete a qualidade do modelo, não sendo possível fazer qualquer inferência a respeito da presença de economias de escala na agropecuária brasileira. Todavia, pode-se estimar indiretamente o coeficiente de Verdoorn pela equação proposta por Kaldor.

A equação (4.8), mostra o resultado da regressão para a relação proposta por Kaldor e o teste RESET para a confirmação da forma funcional utilizada para a agropecuária. No que refere a equação (4.8), utilizada por Kaldor, a mesma apresenta um elevado poder de ajuste. Seu  $R^2$  ajustado de 0,38, indica que 38% da variação da taxa de crescimento logarítmica do pessoal ocupado na agropecuária é explicada pelas variações da taxa de crescimento do valor da produção. Além disso, o teste F aponta a significância total do modelo, o que juntamente com os critérios de AIC e SC confirmam o elevado poder de ajuste do modelo. Além disso, a referida equação apresenta o resultado para o teste da forma funcional, denominado teste RESET, que confirma a forma funcional utilizada como sendo a correta.

$$PO = -0,006 + 0,654(VNP) \quad (4.8)$$

(0,22)      (0,016)

$R^2 = 0,41$

Critério de Akaike = -4.96

Prob(estatística F) = 0,0003

Teste RESET = 0,31

Obs: p-valor entre parênteses.

Onde:

$VNP$  = taxa de crescimento logarítmica do valor nominal da produção agropecuária deflacionada no período de 1970-1995.

$PO$  = taxa de crescimento logarítmica do pessoal ocupado na produção agropecuária no período de 1970-1995.

O valor de 0,65 para o parâmetro da taxa de crescimento logarítmica indica a presença de economias de escala no setor agropecuário. Ou seja, um aumento de 1% na taxa de crescimento logarítmica da produção gera, segundo a relação de Kaldor, um aumento de 0,65% na taxa de crescimento do pessoal ocupado. Este resultado indica que o setor agropecuário possui economias de escala, sendo contrário à idéia de Kaldor de que apenas a indústria apresentaria economias de escala por ser o único setor dinâmico da economia.

Além disso, pode-se obter indiretamente da equação de Kaldor o coeficiente de Verdoorn, a partir da relação entre as duas equações vista no capítulo 2 e ilustrada abaixo:

$$p_m = a + b(g_m) \quad (\text{Lei de Verdoorn, } 0 < b);$$

$$e_m = -a + (1 - b)g_m \quad (\text{Lei de Kaldor, } 0 < b < 1);$$

Nesse caso, o resultado da subtração  $(1-b)$  seria 0,345884, que equivale exatamente ao valor encontrado na equação proposta por Verdoorn. Esse valor de 0,34 para o coeficiente de Verdoorn indica a presença de economias de escala no setor, pois a variação de 1% na taxa de crescimento logarítmica da produção gera o aumento de 0,34% na produtividade. Desse modo, a condição de que o coeficiente de Verdoorn deve ser maior que zero é satisfeita, confirmando a presença de economias de escala no setor. Assim, constata-se que as equações de Verdoorn e Kaldor são o espelho uma da outra, ratificando a consistência da estimação que salienta a presença de economias de escala no setor agropecuário.

A equação (4.9) ilustra os resultados encontrados para a regressão usada por Rowthorn na estimação da segunda lei de Kaldor. Conforme visto no capítulo 2 deste trabalho, Rowthorn não concordava com as suposições de Kaldor quanto à exogeneidade da produção, preferindo estimar diretamente a produtividade como função do emprego. Os resultados

quanto ao ajuste do modelo aos dados foram bastante razoáveis. A significância global do modelo foi confirmada, os parâmetros são significativos e as variações da taxa de crescimento da produtividade são explicadas em 17% pelas variações do pessoal ocupado, o que é um número aceitável quando se trata de dados de corte transversal.

$$PRD = 0,018 - 0,37(PO) \quad (4.9)$$

(0,00) (0,004)

R<sup>2</sup>= 0,20

Critério de Akaike= -5

Prob(estatística F)= 0,02

Teste RESET= 0,62

Obs: p-valor entre parênteses.

O teste RESET indica a aceitação da forma funcional, o que qualifica ainda mais o modelo apresentado por Rowthorn para a agropecuária.

O parâmetro do pessoal ocupado de -0,37, indica uma relação negativa entre produtividade e produção. Ou seja, uma variação na taxa de crescimento em 1% do pessoal ocupado provocaria uma redução da produtividade de 0,37%. Nesse sentido, a partir da identidade ( $pi \equiv qi - ei$ ), pode-se verificar qual é o coeficiente de Verdoorn, no caso, a elasticidade produtividade produção de longo prazo. Como por definição, a equação de Verdoorn apresenta a seguinte relação com a equação proposta por Rowthorn:

$$p_m = a + b(g_m) \quad (\text{Lei de Verdoorn, } 0 < b);$$

$$p_m = a/(1-b) + (b/1-b)e_m \quad (\text{Rowthorn, 1975}).$$

Como o valor obtido para  $(b/1-b)$  foi de  $-0,37$ , o valor de  $b$  na equação de Verdoorn é  $-0,58$ , o que mostra a inexistência de economias de escala no setor agropecuário brasileiro. Assim, pode-se concluir que, segundo os resultados obtidos para a regressão de Rowthorn, não existe qualquer evidência de economias de escala nesse setor, existindo indícios de retornos decrescentes de escala para a agropecuária.

Kaldor (1985), entretanto, em um artigo escrito em resposta às críticas de Rowthorn, afirma que o fato deste último autor ter utilizado em seu trabalho a variável produção como sendo estritamente exógena causou um distúrbio na variável emprego. Isto, segundo Kaldor, teria gerado uma correlação negativa e espúria entre a variável produtividade e emprego, não sendo indicada a estimação da relação entre as duas variáveis diretamente como adotado por Rowthorn. Além disso, como a análise de Rowthorn assume que a mão-de-obra disponível para o setor analisado é limitada e isto não parece se ajustar ao caso brasileiro, pode-se esperar que os resultados apresentados nas regressões de Verdoorn e Kaldor sejam superiores, sugerindo-se, assim, a presença de economias de escala no setor agropecuário brasileiro.

Estes resultados podem ser comparados com os resultados obtidos por outros autores para o setor agrícola, como, por exemplo, os de Bianchi (2001) para a Itália e Guimarães (2002) para o Brasil, onde ambos encontraram evidências empíricas de economias de escala para o setor. Isto vem ao encontro dos resultados encontrados nessa seção, de que a agropecuária também é um setor dinâmico, onde as economias de escala estão presentes.

Em linhas gerais, pode-se constatar que dos três modelos apresentados, o modelo de Kaldor é o que melhor se ajusta ao caso brasileiro, pois apresenta elevado poder de explicação ( $R^2$  de 0,38), conferindo-se assim para a agropecuária brasileira evidências no sentido de confirmar a presença de economias de escala. Cabe ressaltar, entretanto, que se deve aceitar

com certa precaução a afirmação de existência de economias de escala na agropecuária brasileira. Como bem frisado por Guimarães (2002), o setor agrícola sofreu na década de 1990 profundas modificações no que refere a sua estrutura constitutiva. Isto, porém, não foi específico para a agricultura, tendo a pecuária também alterado sua estrutura subsetorial. Este fator pode ter contribuído para superestimar o coeficiente de Verdoorn, que mensura as economias de escala. Desse modo, setores intensivos em capital podem ter ganhado espaço, superestimando o coeficiente de Verdoorn.

Um outro ponto importante que merece destaque se refere ao fato de que o modelo estimado pode ser aperfeiçoado pela inclusão de variáveis explicativas adicionais. Uma dessas variáveis é a contribuição do capital como fator explicativo do processo de crescimento da produtividade. Nesse sentido, foram estimados os modelos apresentados nas equações (4.10) e (4.11) que incluem a razão do investimento sobre a produção como uma variável explicativa adicional na equação de regressão. Isso responde a uma crítica antiga de Rowthorn pelo fato do modelo original de Kaldor omitir a contribuição do capital para o aumento da produtividade do trabalho.

$$PRD = 0,006 + 0,34(VNP) - 0,0001(INV / VNP) \quad (4.10)$$

(0,28)      (0,22)                      (0,72)

R<sup>2</sup>= 0,16

Critério de Akaike= -4,89

Prob(estatística F)=0,11

Teste RESET=0,38

Obs: p-valor entre parênteses.

Sendo:



$INV / VNP$  = variável que mensura a acumulação de capital.

A partir da análise das equações (4.10) e (4.11), podem-se salientar alguns fatos importantes. O primeiro deles refere-se ao fato de que a variável que mensura a contribuição do capital no processo de crescimento da produtividade do trabalho no setor agropecuário brasileiro não é significativa estatisticamente ao nível de 5%. Bairam (1987) cita estudos que mostram o parâmetro de crescimento do estoque de capital como não significativo estatisticamente. Isto pode ser um indício da presença de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Contudo, após se executar teste de correlação entre as variáveis explicativas, a hipótese de multicolinearidade foi afastada. Além desse fato, é interessante observar que o coeficiente de Verdoorn encontrado, medida da elasticidade produtividade-produção, ficou bem próximo em magnitude ao modelo reduzido na ausência da variável razão do investimento sobre a produção, o que indica que em ambos os casos existe a presença de economias de escala.

Contudo, devido à correlação existente entre as variáveis produtividade (PRD) e produção (VNP) e a não significância estatística das variáveis explicativas do modelo de Verdoorn, o resultado definitivo quanto à presença de economias de escala pode ser verificado pela estimativa da equação de Kaldor, mostrada na equação (4.11).

$$PO = -0,006 + 0,66(VNP) + 0,0001(INV / VNP) \quad (4.11)$$

(0,28)    (0,02)                    (0,72)

$R^2 = 0,41$

Critério de Akaike = -4.89

Prob(estatística F) = 0,002

Teste RESET = 0,29

Obs: p-valor entre parênteses.

Onde:

$VNP$  = taxa de crescimento logarítmica do valor nominal da produção agropecuária deflacionada no período de 1970-1995.

$PO$  = taxa de crescimento logarítmica do pessoal ocupado na produção agropecuária no período de 1970-1995.

$INV / VNP$  = variável que mensura a acumulação de capital.

A equação (4.11) acima apresenta um elevado poder de ajuste, conforme se observa no valor do  $R^2$  de 0,41. Verifica-se ainda que o coeficiente da variável taxa de crescimento do emprego é significativo a 5%, o que juntamente com a significância global fornecida pelo teste F confere ao modelo um elevado poder de ajuste. Desse modo, como o modelo evita o problema de correlação entre as variáveis e, adicionalmente, apresenta um considerável ajuste aos dados, constata-se a presença de economias de escala no modelo ampliado para o setor agropecuário.

A seguir também foi estimado um modelo estático para a lei de Kaldor, a fim de confirmar a existência de economias de escala para a agropecuária. Esse modelo foi estimado apenas com dados do censo de 1995, sendo todas as variáveis logaritmadas.

A partir do exame da equação (4.12), verifica-se o elevado coeficiente de explicação ( $R^2$  de 0,59), juntamente com o teste F indicativo da significância global do modelo. Além disso, o teste de Jarque-Bera aponta em direção à aceitação da hipótese de normalidade na distribuição dos resíduos. (Para mais detalhes **Ver Anexo H**).

$$PO = 1,75 + 0,74(VNP) - 0,43(INV/VNP) \quad (4.12)$$

(0,35)
(0,00)
(0,28)

R<sup>2</sup>= 0,61

Critério de Akaike= 2,62

Prob(estatística F)= 0,00001

Teste RESET= 0,11

Jarque-Bera (JB)= 0,66

Obs: p-valor entre parênteses.

Outro ponto importante da análise da equação (4.12), refere-se ao fato de que mesmo para o modelo estático existem evidências de economias de escala. Desse modo, um aumento de 1% da produção gera um crescimento de 0,74% do pessoal ocupado no setor. Assim, pode-se obter indiretamente o coeficiente de Verdoorn, que nesse caso é de 0,25%.

Nota-se, também, a não significância estatística ao nível de 5% da variável que mensura a acumulação de capital. Nesse sentido, Bairam (1987) destaca que estudos indicam o parâmetro de crescimento do estoque de capital como não significativo estatisticamente. Isto pode ser um indício da presença de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Contudo, após se executar teste de correlação entre as variáveis explicativas, a hipótese de multicolinearidade foi afastada.

Comparando-se o modelo dinâmico com o estático, verifica-se que este último apresenta um coeficiente de Verdoorn, medida das economias de escala, menor que o do primeiro. Este fato empírico é conhecido na literatura econômica como paradoxo estático dinâmico em que as estimações pelo modelo estático são inferiores às do modelo dinâmico no que se refere às economias de escala. Nesse sentido, McCombie e Ridder (1984) citam três

possíveis causas para a ocorrência desse paradoxo: a omissão de variável relevante, a mensuração de erros e a imposição de uma função de produção inadequada. Contudo, independentemente das causas do paradoxo, o uso do modelo estático nesse trabalho teve por único objetivo verificar a existência de economias de escala, o que foi alcançado em ambos os modelos.

Sumariando o conteúdo dessa seção, verifica-se que foram encontrados resultados favoráveis à presença de economias de escala tanto para o modelo originalmente proposto por Verdoorn e Kaldor, quanto para os modelos de equações ampliadas que incorporam o investimento como variável explicativa. Cabe salientar que tanto o modelo original quanto o modelo ampliado apresentaram o mesmo valor para o coeficiente de Verdoorn de 0,34. Isto corrobora a idéia de que contemporaneamente não existe apenas um setor dinâmico capaz de contribuir para o processo de crescimento de uma economia. As evidências obtidas para a economia brasileira sugerem a reformulação da hipótese de Kaldor, a qual estabelece o setor industrial como sendo o único a apresentar economias de escala dinâmicas, no sentido de incorporar outros setores que são vitais para o crescimento econômico de uma nação.

## 5. CONCLUSÕES

O objetivo desse trabalho foi testar a relação empírica entre a variável produtividade e produção, conhecida na literatura como lei de Kaldor-Verdoorn na economia brasileira. O setor industrial e da agropecuária foram escolhidos por representarem uma fração considerável do valor adicionado nacional. O período escolhido para esse estudo, caracteriza-se por ter sido uma fase de transição, onde ocorreram profundas modificações na estrutura produtiva do país. Nesse sentido, a contribuição do presente estudo está vinculada ao reduzido número de estudos que tratam da estimação da lei de Kaldor-Verdoorn em países em desenvolvimento, bem como para setores que geralmente não são abordados, como é o caso da agropecuária.

Considerando-se os resultados encontrados no presente estudo para a indústria brasileira, pode-se concluir que no período analisado o setor apresentou economias de escala estáticas e dinâmicas, sendo a lei de Kaldor-Verdoorn válida tanto para o período recessivo, anterior a 1990, quanto para o período posterior de expansão da produtividade. O processo de crescimento da produtividade industrial no país foi devido, pelo menos em parte, às economias de escalas dinâmicas oriundas de fatores macroeconômicos conforme estabelecido por Kaldor. Fatores como a especialização da produção entre setores complementares, bem como dos ganhos de aprendizado dos trabalhadores (*learning by doing*) atuaram como impulsionadores do crescimento da produtividade industrial brasileira. Desse modo, pode-se considerar que para o período de análise existe um componente endógeno no progresso técnico.

Os efeitos de curto prazo do crescimento da produção industrial têm sido rapidamente incorporados pelos ganhos de produtividade. Adicionalmente, a elasticidade produtividade-

produção de longo prazo, também apresenta um valor consideravelmente alto, sendo um indicativo de que o setor apresenta um elevado grau de dinamismo. No entanto, a indústria brasileira ainda não atingiu um grau de dinamismo suficiente para competir com os países desenvolvidos. Para que tal objetivo seja alcançado são necessárias medidas de incentivo, aumentando os investimentos em pesquisa e capital humano. Além disso, políticas de incentivo às exportações garantirão o crescimento sustentável da produtividade industrial, aumentando a competitividade do setor frente aos seus concorrentes externos.

Todavia, o aumento da demanda industrial explica apenas parte do processo de crescimento da produtividade industrial, sendo este processo mais amplo. O teste de causalidade de Granger indicou que o processo é bicausal, ou seja, tanto a produção causa a produtividade como a produtividade causa a produção. Nesse sentido, fatores microeconômicos como a desverticalização da produção contribuíram para o crescimento da produtividade, principalmente, depois da abertura econômica de 1990. Conforme os resultados mostrados para o modelo de correção de erros, representativo da dinâmica de curto prazo entre as variáveis, para cada 1% de alteração da produtividade, a produção se altera em 1,02%, enquanto que para cada 1% de mudança na produção a produtividade é afetada em 0,96%. Esse fato refuta em parte a hipótese de Kaldor de que a produção é a principal causadora da produtividade, sendo o efeito contrário insignificante. Os resultados indicam que o efeito da produtividade sobre a produção no curto prazo é superior ao efeito inverso, sendo que o processo de crescimento econômico deve ser visto, ao menos para a indústria brasileira, como um processo em que existe uma interação desses dois fenômenos. Assim, medidas que contemplem o incentivo da demanda industrial devem estar acompanhadas por políticas como a desoneração da acumulação de capital e uma maior absorção da difusão de tecnologia externa, via abertura econômica, para o efetivo aumento da competitividade da indústria nacional.

Quanto aos resultados obtidos para a agropecuária, os mesmos indicam que o setor apresenta economias de escala. Tanto o modelo de Verdoorn e de Kaldor em sua forma original, quanto o modelo ampliado, com a incorporação da contribuição do capital, indicaram a presença de consideráveis economias de escala no setor. Adicionalmente, foi estimado um modelo estático para a confirmação da presença de economias de escala no setor. Esse modelo indicou, mais uma vez, a existência de economias de escala no setor. Cabe ressaltar, entretanto, que se deve utilizar com certa precaução a afirmação de existência de economias de escala na agropecuária. Como bem acentuado por Guimarães (2002), o setor agrícola sofreu na década de 1990 profundas modificações na sua estrutura constitutiva. Isto, porém, não foi específico para a agricultura, tendo a pecuária também alterado sua estrutura subsetorial. Este fator pode ter contribuído para superestimar o coeficiente de Verdoorn que mensura as economias de escala. Desse modo, setores intensivos em capital podem ter ganhado espaço, superestimando o coeficiente de Verdoorn. Mesmo com essa consideração, o setor agropecuário no período analisado caracterizou-se pela presença de economias de escala. Nesse sentido, o fato de o coeficiente de Verdoorn estimado ser de 0,34, sugere que contemporaneamente não existe apenas um setor dinâmico capaz de contribuir para o processo de crescimento de uma economia. Desse modo, sugere-se que a hipótese de Kaldor de que apenas o setor industrial apresenta economias de escala deve ser reformulada para o Brasil, no sentido de estender essa hipótese para outros setores econômicos que são vitais para o crescimento de uma nação.

Em linhas gerais, os resultados obtidos tanto para a indústria como para a agropecuária sugerem a presença de consideráveis economias de escala em ambos os setores. No caso do setor agropecuário, o modelo que teve melhor ajuste foi o proposto por Kaldor. Com relação ao setor industrial, a comparação com outros estudos, como, por exemplo, Marinho et al. (1998) para a indústria de transformação, indicou que a hipótese de Kaldor de que o

fenômeno de economias de escala é essencialmente macroeconômica parece ter fundamentação empírica. Assim, a economia brasileira deve, no processo de crescimento econômico, dar ênfase na demanda industrial, principalmente na externa, como um importante componente explicativo do crescimento da produtividade, não esquecendo dos fatores do lado da oferta que também são de extrema importância, bem como da contribuição de outros setores como, por exemplo, a agropecuária.

Cabe ressaltar, contudo, que o presente estudo não está imune a limitações. A principal delas refere-se à base de dados utilizada para a análise da indústria brasileira. O fato da Pesquisa Industrial Mensal do IBGE (PIM) não incorporar novos produtos em sua amostra, aliado ao problema de que essa base de dados não consegue captar a melhoria de qualidade dos produtos ao longo do tempo, gera um grave problema de mensuração da produtividade industrial.

Sugere-se para estudos posteriores a aplicação do instrumental de Kaldor para os estados e regiões do Brasil, a fim de verificar a possível convergência da produtividade industrial entre as regiões do país. Além disso, a verificação empírica da validade da lei de Kaldor-Verdoorn para outros setores da economia brasileira pode indicar novas linhas de políticas. Seria interessante também a incorporação de novas variáveis explicativas no modelo de Kaldor, dessa forma agregando as contribuições de outras teorias explicativas do processo de crescimento da produtividade como, por exemplo, as teorias do *Catching-up* e da Geografia Econômica.



## REFERÊNCIAS

- BRAGA, L., MARQUETTI, A. (2002). As Leis de Kaldor na Economia Gaúcha: 1980-2000. Encontro de Economia Gaúcha.
- BAIRAM, E. (1987). The Verdoorn law, returns to scale and industrial growth: a review of the literature. *Australian Economic Papers*, v. 26, n. 48, p. 20-44.
- BANERJEE, A., DOLADO, J., GALBRAITH, J., Hendry, D. F. (1993). Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. *Advanced Texts in Econometrics*. Oxford University Press, New York.
- BIANCHI, C. (2001). A Rappraisal of Verdoorn's Law for the Italian Economy: 1951-1997. Dipartimento di economia politica e metodi quantitativi. Università degli studi di Pavia. Via San Felice.p.1-26.
- BONELLI, R.; FONSECA, R. (1998). Ganhos de Produtividade e de Eficiência: Novos Resultados para a Economia Brasileira. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para discussão, n. 557. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br>. Acesso em 15.04.2005.
- CORNWALL, J. (1976). Diffusion, Convergence e Kaldor's Laws. *Economic Journal*, 86, p.307-314.
- CHATTERJI, M., WICKENS, M. R. (1983). Verdoorn's Law and Kaldor's Law: A Revisionist Interpretation? *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 5, n. 3, p. 397-413.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55:251-276.
- FEIJÓ, C., CARVALHO, P. (2002). Uma interpretação sobre a evolução da produtividade industrial no Brasil nos anos 90 e as “Leis de Kaldor”. *Revista Nova Economia*, v. 12(2). p. 57-78.
- GUIMARÃES, P. (1999). Lei de Kaldor-Verdoorn na economia brasileira. Dissertação de mestrado em economia agrícola pela ESALQ/USP.
- GUJARATI, D. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000, 838 p.
- HARRIS, R. I. D.; LAU, I. (1998). Verdoorn's Law and Increasing Returns to scale in the UK regions, 1968-91: Some New Estimates Based on Cointegration Approach. *Oxford Economic Papers*. 50: 201-19.
- HILDRETH, A. (1989). The ambiguity of Verdoorn's Law: a case study of the British regions. *Journal of Post Keynesian*, v. XI, N.2, P. 279-294.

HILL, C., GRIFFITHS, W., & JUDGE, G.(1999). *Econometria*. Editora Saraiva, São Paulo.

IBGE: Banco de dados. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>> Acesso em: 25 jan.2005.

IPEADATA: Banco de dados. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>> Acesso em: 25 jan.2005.

KALDOR, N. (1966). *Causes of the slow rate of economic growth in the United Kingdom: an inaugural Lecture*. Cambridge: Cambridge University Press.

KALDOR, N. (1975). *Economic Growth and The Verdoorn Law. A comment on Mr. Rowthorn's Article*. *Economic Journal*, Cambridge, v. 85, p. 891-96.

LEON-LEDESMA, M. A. (1998). *Economic growth and Verdoorn's Law in the spanish regions, 1962-1991*. Kent: University of Kent, Keynes College, Departament of Economics, 26p.

MAMGAIN, V. (1999). *Are the Kaldor-Verdoorn Laws Applicable in the Newly Industrializing Countries?* *Review of Development Economics*, Oxford, v. 3, n.(3), 295-309.

MARINHO, L., NOGUEIRA, C. (1998). *Evidências da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil (1985-1997)*. Mimeo.

MARTINHO, V. J. P. (2004). *Análise da Lei de Verdoorn nas Regiões e sectores portugueses*. *Educação, ciência e tecnologia*, p.222-250.

McCOMBIE, J. S. L. (1982). *Economic Growth, Kaldor's laws and the static-dynamic Verdoorn law paradox*. *Applied Economics*, 14, p. 279-294.

McCOMBIE, J. S. L.; RIDDER, J. R. (1984). *The Verdoorn Law controversy: some new empirical evidence using US State data*. *Oxford Economic Papers*, v. 36, p. 268-284.

McCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A.P. (1994). *Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint*. Chatham, Kent. St. Martin's Press.

OLIVEIRA, F. H. P. (2002). *Crescimento econômico, retornos crescentes de escala e difusão tecnológica - o caso brasileiro*. Dissertação de mestrado em economia pelo CEDEPLAR/UFMG.

PATTERSON, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*. Palgrave.

ROWTHORN, R. E.. *What Remains of Kaldor's law?* *Economic Journal*, 85 (1975a):10-19.

ROWTHORN, R. E. (1975). *A reply to lord Kaldor's comment*. *Economic Journal*, v. 85, n. 340, p. 857-901.

SABÓIA, J.; CARVALHO, P. G. M. (1997). *Produtividade na Indústria Brasileira-Questões Metodológicas e Análise Empírica*. Texto para discussão n. 504.

SOUZA, N. (1999). Desenvolvimento Econômico. Editora Atlas, São Paulo. 415 p.

STAFFORD, B. (1989). Deindustrialization in advanced economies. Cambridge Journal of Economics, v 13. p. 541-54.

STONEMANN, P.(1976). Kaldor's Law and the British Economic Growth 1800-1970. Warwick Economic Research Papers, n. 93. Coventry: Department of Economics, University of Warwick, 1976, p. 309-319. Applied Economics, 1979, 11.

THIRLWALL, A. P. (1983). A plain man's guide to Kaldor's growth laws. Journal of Post Keynesian Economics, New York, v. 5, n.3, p. 345-358.

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

VERDOORN, J. P.(1980). Verdoorn's Law in Retrospect : A Comment. The Economic Journal, 90, p. 382-385.

WELLS, THIRLWALL (2000). Testing Kaldor's Growth Laws Across the Countries of África. Disponível em: [www.efpu.hr/fet/dokumenti/conference/Thirlwall.pdf](http://www.efpu.hr/fet/dokumenti/conference/Thirlwall.pdf)

YOUNG, A. (1928). Increasing Returns and Economic Progress. Economic Journal, 38. p. 527-542.

## ANEXOS

ANEXO A – Dados brutos da indústria brasileira, 1985-2001.....	93
ANEXO B – Dados brutos da agropecuária brasileira, 1970/1980/1985/1995.....	98
ANEXO C – Taxa de crescimento logarítmica das variáveis produtividade, produção, investimento e pessoal ocupado, 1970-1995.....	102
ANEXO D – Testes de raiz unitária para as séries da indústria brasileira.....	103
ANEXO E – Teste de cointegração de Engle Granger.....	111
ANEXO F – Teste de causalidade de Granger.....	114
ANEXO G – Testes para detectar a presença de quebra estrutural.....	116
ANEXO H – Resultados das regressões para o Modelo de Correção de Erros (MCE).....	118
ANEXO I – Resultado das regressões para a agropecuária brasileira.....	120

## ANEXO A

**Tabela A: Dados Brutos para a indústria brasileira, 1985-2001****Séries históricas dos índices de produção, pessoal ocupado e produtividade para a indústria brasileira, 1985-2001.**

Período	Produção física (PRD)	Pessoal ocupado* (PO)	Produtividade [(PRD/PO)*100]
1985 01	90,8224	96,5100	94,1067
1985 02	84,0300	96,8500	86,7630
1985 03	93,8676	97,6200	96,1561
1985 04	84,2475	98,6100	85,4350
1985 05	95,2122	98,8500	96,3199
1985 06	98,2277	99,4200	98,8008
1985 07	108,6091	100,3700	108,2088
1985 08	110,7052	100,2000	110,4842
1985 09	108,9058	101,3700	107,4339
1985 10	118,9411	103,2500	115,1972
1985 11	107,6007	104,0200	103,4423
1985 12	98,8309	102,9200	96,0269
1986 01	100,9170	104,5100	96,5621
1986 02	94,9650	105,5000	90,0142
1986 03	97,1204	105,9900	91,6317
1986 04	101,1049	105,6200	95,7251
1986 05	105,4156	107,1100	98,4181
1986 06	111,5950	108,8600	102,5124
1986 07	120,7603	112,9500	106,9148
1986 08	119,6431	114,4500	104,5374
1986 09	125,9807	115,7000	108,8856
1986 10	131,5570	117,3500	112,1065
1986 11	116,6374	117,4400	99,3166
1986 12	105,5343	116,4200	90,6496
1987 01	107,3436	116,9300	91,8016
1987 02	106,6416	116,8900	91,2325
1987 03	110,7349	115,3600	95,9907
1987 04	109,6473	114,8100	95,5032
1987 05	110,9721	114,3300	97,0630
1987 06	113,4637	112,0500	101,2616
1987 07	113,1374	109,4500	103,3690
1987 08	113,9976	108,7400	104,8350
1987 09	119,2377	109,5400	108,8531
1987 10	122,1148	110,0500	110,9631

1987 11	113,9185	110,2600	103,3180
1987 12	101,6091	108,8500	93,3478
1988 01	97,8224	107,9900	90,5847
1988 02	97,4566	107,2000	90,9110
1988 03	110,8436	106,9900	103,6018
1988 04	101,1049	107,5100	94,0423
1988 05	104,6346	108,0600	96,8300
1988 06	115,3818	108,0200	106,8152
1988 07	115,4213	107,9300	106,9409
1988 08	122,4213	108,2700	113,0704
1988 09	117,6854	107,8400	109,1297
1988 10	112,3959	107,7900	104,2730
1988 11	105,9100	107,6800	98,3562
1988 12	98,1783	105,8700	92,7348
1989 01	95,8450	105,8900	90,5137
1989 02	87,9057	105,4500	83,3624
1989 03	100,8280	105,6800	95,4088
1989 04	98,7320	106,6100	92,6104
1989 05	110,4284	108,2900	101,9747
1989 06	120,5626	109,5300	110,0726
1989 07	123,9538	111,1300	111,5395
1989 08	131,6163	112,3500	117,1485
1989 09	122,9552	113,4500	108,3783
1989 10	126,6134	113,9400	111,1229
1989 11	116,6869	113,7700	102,5638
1989 12	101,1444	111,7700	90,4934
1990 01	100,6600	110,3000	91,2602
1990 02	95,4099	109,2500	87,3318
1990 03	97,4071	107,3300	90,7548
1990 04	71,3943	104,3900	68,3919
1990 05	98,4947	103,0400	95,5888
1990 06	100,7193	102,7400	98,0332
1990 07	113,6812	102,9600	110,4130
1990 08	120,6713	103,5200	116,5681
1990 09	113,5428	103,7900	109,3966
1990 10	117,0823	103,0600	113,6060
1990 11	105,4552	100,6500	104,7741
1990 12	83,7235	95,8300	87,3666
1991 01	85,0088	93,4700	90,9477
1991 02	77,9791	91,8300	84,9168
1991 03	85,9579	91,2200	94,2315
1991 04	97,9608	91,4400	107,1312
1991 05	103,7151	92,5700	112,0396
1991 06	104,6247	93,8000	111,5402
1991 07	115,1247	94,7000	121,5678

1991 08	116,0640	95,9500	120,9630
1991 09	105,7221	96,3200	109,7613
1991 10	112,6035	95,0500	118,4677
1991 11	99,5131	93,1400	106,8425
1991 12	82,1811	91,0100	90,2990
1992 01	83,4664	89,4900	93,2690
1992 02	87,8562	87,9700	99,8707
1992 03	91,4848	87,0900	105,0463
1992 04	90,1698	86,4900	104,2546
1992 05	93,7984	86,5700	108,3497
1992 06	98,6628	86,5400	114,0083
1992 07	103,4086	85,8300	120,4807
1992 08	101,3323	85,8100	118,0891
1992 09	100,9665	85,8100	117,6628
1992 10	102,9043	85,1900	120,7939
1992 11	99,6317	84,7200	117,6012
1992 12	88,5088	83,3100	106,2403
1993 01	86,9170	83,7200	103,8186
1993 02	86,7291	84,0300	103,2121
1993 03	103,3987	84,4500	122,4377
1993 04	97,7037	84,8200	115,1895
1993 05	105,5343	85,5900	123,3021
1993 06	106,3055	85,8200	123,8703
1993 07	111,1897	85,2100	130,4890
1993 08	111,8125	84,8400	131,7922
1993 09	107,6105	84,9100	126,7348
1993 10	108,1346	84,5900	127,8337
1993 11	106,5625	84,4700	126,1543
1993 12	96,0328	83,1100	115,5491
1994 01	94,4509	82,9500	113,8649
1994 02	89,9325	82,7600	108,6667
1994 03	108,4707	82,6700	131,2093
1994 04	98,7715	82,8100	119,2749
1994 05	110,7942	82,5900	134,1496
1994 06	110,6162	82,2600	134,4714
1994 07	112,9792	81,8100	138,0995
1994 08	123,3013	82,0600	150,2575
1994 09	119,9001	82,7000	144,9820
1994 10	119,4849	83,3200	143,4048
1994 11	119,5541	83,6600	142,9047
1994 12	113,0286	83,2200	135,8191
1995 01	110,4580	83,7400	131,9059
1995 02	105,2772	84,1600	125,0917
1995 03	122,8366	84,3600	145,6100
1995 04	110,2899	84,4100	130,6598

1995 05	109,3408	84,3200	129,6736
1995 06	114,7589	83,1200	138,0641
1995 07	113,5922	81,6200	139,1720
1995 08	116,8846	79,6300	146,7846
1995 09	111,8620	78,7500	142,0470
1995 10	116,5682	78,0700	149,3124
1995 11	114,0668	76,6500	148,8151
1995 12	99,5724	75,1500	132,4982
1996 01	100,6995	74,4200	135,3124
1996 02	98,6826	73,5700	134,1342
1996 03	108,4905	72,8000	149,0254
1996 04	107,6699	72,7300	148,0405
1996 05	116,4990	72,7300	160,1801
1996 06	110,6063	72,6200	152,3083
1996 07	125,0117	72,3600	172,7636
1996 08	124,1911	71,6400	173,3544
1996 09	121,3634	71,1900	170,4782
1996 10	126,8408	71,1200	178,3476
1996 11	121,0866	70,6100	171,4865
1996 12	107,6501	69,4500	155,0037
1997 01	107,6699	69,5100	154,8984
1997 02	102,0441	69,2400	147,3774
1997 03	114,0371	68,9700	165,3431
1997 04	116,8154	68,8600	169,6419
1997 05	119,9100	68,6700	174,6178
1997 06	121,6798	68,9100	176,5779
1997 07	126,7914	68,2800	185,6933
1997 08	126,9199	67,8500	187,0596
1997 09	129,6982	67,5200	192,0886
1997 10	133,0202	67,1500	198,0942
1997 11	119,2278	66,1000	180,3749
1997 12	104,1797	64,3600	161,8703
1998 01	103,7348	63,9700	162,1617
1998 02	101,0752	63,3300	159,6008
1998 03	117,6657	62,9500	186,9193
1998 04	113,1967	62,5400	180,9989
1998 05	121,5018	62,4800	194,4652
1998 06	121,4920	62,3600	194,8235
1998 07	126,9002	61,6300	205,9065
1998 08	124,4284	61,3000	202,9827
1998 09	122,7575	61,0200	201,1758
1998 10	121,7490	60,5800	200,9723
1998 11	116,9340	59,9500	195,0526
1998 12	101,7376	58,7300	173,2294
1999 01	100,2052	58,0500	172,6187



1999 02	96,1020	57,3900	167,4543
1999 03	114,4722	57,1600	200,2662
1999 04	110,3196	57,1000	193,2042
1999 05	117,8337	57,0000	206,7259
1999 06	117,8140	56,9100	207,0181
1999 07	120,4340	57,0700	211,0286
1999 08	124,7448	57,0100	218,8121
1999 09	123,3804	57,0200	216,3809
1999 10	125,6346	57,3000	219,2576
1999 11	122,6685	57,5500	213,1512
1999 12	110,4679	57,0400	193,6674
2000 01	105,1190	57,0000	184,4193
2000 02	111,4171	56,8800	195,8809
2000 03	119,0400	57,1500	208,2939
2000 04	114,1261	57,3600	198,9646
2000 05	125,4171	57,7700	217,0973
2000 06	126,6036	57,9800	218,3573
2000 07	128,8973	57,8300	222,8901
2000 08	134,7505	57,8300	233,0114
2000 09	127,7702	57,8600	220,8265
2000 10	134,7801	57,9300	232,6603
2000 11	129,1445	58,0700	222,3946
2000 12	118,9312	57,3700	207,3056
2001 01	117,8733	57,4500	205,1755
2001 02	113,7306	57,4800	197,8612
2001 03	129,0160	57,5000	224,3756
2001 04	121,2151	57,5600	210,5892

---

\* Os dados referem-se ao pessoal efetivamente ocupado na produção industrial.

Fonte dos dados brutos: IBGE.

## ANEXO B

## Dados brutos para a agropecuária brasileira

Tabela B.1 Produtividade do trabalho-Agropecuária - total - Quinquenal - Dados oriundos agrícolas 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995.					
Nome	Anos				
	1970	1975	1980	1985	1995
Acre	2,446	1,747	1,996	1,846	1,489
Alagoas	1,458	1,883	2,490	2,660	1,970
Amazonas	1,643	1,124	1,433	1,520	1,360
Amapá	2,286	1,919	2,644	2,945	5,374
Bahia	1,174	1,287	1,814	2,255	1,089
Ceará	0,759	1,130	1,520	1,519	1,020
Distrito Federal	3,378	5,318	8,156	12,080	12,534
Espírito Santo	2,395	3,080	4,629	7,272	4,004
Goiás	3,612	5,715	7,169	7,535	7,119
Maranhão	0,750	0,767	0,964	0,974	0,681
Minas Gerais	2,371	3,623	4,746	6,013	4,166
Mato Grosso do Sul	4,167	6,598	12,671	14,618	13,992
Mato Grosso	2,265	2,493	4,486	6,145	7,808
Pará	1,033	1,142	1,953	2,138	1,510
Paraíba	0,986	1,048	1,510	1,591	1,268
Pernambuco	1,196	1,572	2,122	2,331	1,639
Piauí	0,615	0,716	0,720	0,805	0,668
Paraná	2,406	5,100	5,891	7,510	5,627
Rio de Janeiro	3,476	5,245	5,433	5,700	4,703
Rio Grande do Norte	0,986	1,171	1,501	1,756	1,391
Rondônia	3,051	1,526	1,763	1,880	1,427
Roraima	4,017	1,855	3,348	3,855	2,343
Rio Grande do Sul	4,690	5,462	6,943	7,498	5,820
Santa Catarina	2,717	3,530	5,804	6,837	5,915
Sergipe	1,022	1,076	1,698	1,882	1,135
São Paulo	5,512	9,133	11,734	15,973	11,952
Tocantins	1,333	1,826	2,591	3,364	2,389
Fonte: IBGE					

Tabela B.2. Valor do Investimento agropecuário brasileiro por unidade da federação

Estados	Anos				
	1970	1975	1980	1985	1996
INV_AC	4933,84	13108,63	42210,63	61158,31	19514,84
INV_AL	58269,36	158422,85	227300,49	200265,70	72744,25
INV_AM	14570,92	25866,99	84928,34	141247,35	22489,78
INV_AP	2525,89	5951,59	31705,55	53247,54	10513,76
INV_BA	324563,33	873146,87	1612240,26	1869745,52	404420,01
INV_CE	120008,87	241077,12	605700,04	500399,60	149513,35
INV_DF	7167,69	19249,42	75658,40	79288,88	26713,02
INV_ES	141483,61	337840,66	656591,06	896243,84	238537,89
INV_GO	340019,37	969667,74	2309997,85	2318353,04	811844,32
INV_MA	53626,36	165311,10	391309,39	445408,70	119803,16
INV_MG	948012,34	2067901,03	7340390,02	4655332,47	1459585,14
INV_MS	234812,49	756120,55	2859050,97	1893083,18	894065,72
INV_MT	102858,41	480997,30	948949,24	1225628,11	580276,90
INV_PA	115025,29	273140,98	444629,45	574363,32	219002,01
INV_PB	76285,17	145466,39	329777,55	311110,44	87382,34
INV_PE	109287,63	212314,04	564277,77	548053,06	182970,57
INV_PI	39334,58	130135,92	273733,81	208211,03	79963,51
INV_PR	833191,22	1903286,64	2891165,06	2984992,93	964316,55
INV_RJ	128584,61	324939,23	394132,42	435484,22	90157,96
INV_RN	40774,68	99496,51	261584,80	217452,40	63534,48
INV_RO	6291,37	55360,80	194911,69	349472,18	135782,80
INV_RR	3853,12	10642,80	36635,77	44158,40	21437,59
INV_RS	1283414,78	2196010,35	3213417,95	3046380,83	1160867,33
INV_SC	350981,82	643442,44	1131194,48	1161102,77	569377,93
INV_SE	42903,59	99233,60	203059,24	199915,29	60426,44
INV_SP	1448831,84	2169033,78	4284659,78	4197130,39	1416047,83
INV_TO	42102,78	210828,77	438451,20	514766,48	177676,98
Fonte: IPEADATA.					

Tabela B 3. Valor Nominal da Produção da Agropecuária, não inclui a Indústria Rural - Quinquenal -

					R\$ de 2000.
Nome	Anos				
	1970	1975	1980	1985	1996
Acre	151836,07	135372,32	191099,08	213510,80	139354,31
Alagoas	627399,64	929744,24	1353485,58	1661438,92	851037,72
Amazonas	465476,35	467157,10	660162,35	828260,75	476424,45
Amapá	23921,70	36482,88	38397,08	63174,26	89528,88
Bahia	2496287,92	3241931,89	4829462,80	7221100,73	2732742,57
Ceará	775564,16	1129717,93	1625100,15	1931557,24	1194367,93
Distrito Federal	24606,84	45642,00	119302,18	207506,95	175940,33
Espírito Santo	717604,04	961041,59	1617889,73	2901586,98	1407196,48
Goiás	1426407,44	2847458,00	3899484,65	4644394,92	3357567,71
Maranhão	886831,08	1145701,60	1612016,29	1628715,91	907573,79
Minas Gerais	4694182,26	7934259,24	10841340,42	15994185,54	8331484,36
Mato Grosso do Sul	933875,40	1696562,48	2926720,18	3712967,62	2836253,19
Mato Grosso	337316,39	656100,03	1428965,33	2207405,56	2574999,77
Pará	567251,11	887970,17	1985892,73	2587888,11	1334672,37
Paraíba	576392,42	837862,89	979316,16	1215550,06	608828,75
Pernambuco	1349763,56	1788962,49	2586583,13	3047350,74	1598277,35
Piauí	319111,63	439578,43	569263,63	658922,23	444917,87
Paraná	4766822,70	10603152,20	10649608,40	13932268,93	7245771,67
Rio de Janeiro	853952,14	1461074,70	1638997,21	1834894,65	819540,80
Rio Grande do Norte	303532,17	447832,86	648542,94	759037,69	462690,86
Rondônia	62743,85	158727,38	312005,17	610038,75	434457,11
Roraima	33249,65	35333,55	56587,54	83786,57	80706,85
Rio Grande do Sul	6785349,16	10345265,53	12131348,69	13106607,10	8013933,59
Santa Catarina	2074247,75	3030944,75	4856943,19	6066743,10	4251122,20
Sergipe	274803,02	320974,01	501036,44	655023,09	355569,84
São Paulo	7827966,88	12465382,14	16150944,84	21677761,46	10935649,87
Tocantins	203486,30	346550,59	613661,73	805578,94	463916,79
Obs: Dados deflacionados pelo Deflator Implícito do PIB nacional.					
Fonte: IPEADATA.					

Tabela B4. Pessoal ocupado em 31/12 -Agropecuária - total - Quinquenal - Dados dos censos agrícola 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995.

Estados		Anos				
Sigla	Nome	1970	1975	1980	1985	1995
AC	Acre	62081	77486	95754	115659	93586
AL	Alagoas	430279	493661	543524	624588	432104
AM	Amazonas	283326	415457	460702	545053	350439
AP	Amapá	10464	19008	14523	21449	16660
BA	Bahia	2125809	2518925	2662835	3202483	2508590
CE	Ceará	1021712	999721	1069258	1271800	1170724
DF	Distrito Federal	7284	8582	14628	17178	14037
ES	Espírito Santo	299647	312062	349510	399033	351461
GO	Goiás	394949	498230	543937	616336	471657
MA	Maranhão	1182711	1494705	1672502	1672820	1331864
MG	Minas Gerais	1979935	2189945	2284550	2660130	2000046
MS	Mato Grosso do Sul	224116	257132	230983	253993	202709
MT	Mato Grosso	148923	263179	318570	359221	329798
PA	Pará	549313	777660	1016795	1210197	883925
PB	Paraíba	584656	799632	648607	763958	479987
PE	Pernambuco	1128264	1137787	1218871	1307160	975288
PI	Piauí	518736	613521	790326	818465	666465
PR	Paraná	1981471	2079174	1807826	1855063	1287632
RJ	Rio de Janeiro	245649	278564	301688	321912	174274
RN	Rio Grande do Norte	307881	382488	432188	432317	332516
RO	Rondônia	20563	103992	176934	324440	304523
RR	Roraima	8277	19044	16903	21736	34443
RS	Rio Grande do Sul	1446813	1893935	1747230	1747932	1376985
SC	Santa Catarina	763501	858734	836755	887287	718694
SE	Sergipe	268782	298307	295055	348069	313271
SP	São Paulo	1420040	1364942	1376463	1357113	914954
TO	Tocantins	152698	189803	236812	239484	194221
Fonte: IPEADATA.						

## ANEXO C

**Taxa de crescimento logarítmica das variáveis agropecuárias, 1970-1995.**

Tabela C.1 Taxa de crescimento logarítmica das variáveis investimento, valor nominal da produção, pessoal ocupado e produtividade de 1970-95.					
Estados	Investimento (INV)	Pessoal ocupado (PO)	Produtividade (PRD)	Produção (VNP)*	
AC	5,5002	1,6418	-1,9849	-0,3431	
AL	0,8875	0,0169	1,2026	1,2195	
AM	1,7361	0,8504	-0,7574	0,0930	
AP	5,7044	1,8603	3,4188	5,2791	
BA	0,8799	0,6623	-0,3003	0,3620	
CE	0,8793	0,5446	1,1826	1,7271	
DF	5,2623	2,6241	5,2444	7,8685	
ES	2,0894	0,6380	2,0558	2,6937	
GO	3,4812	0,7100	2,7142	3,4242	
MA	3,2152	0,4751	-0,3826	0,0925	
MG	1,7262	0,0404	2,2544	2,2949	
MS	5,3480	-0,4016	4,8452	4,4436	
MT	6,9206	3,1802	4,9501	8,1303	
PA	2,5757	1,9028	1,5197	3,4226	
PB	0,5433	-0,7891	1,0081	0,2190	
PE	2,0614	-0,5828	1,2588	0,6760	
PI	2,8379	1,0024	0,3270	1,3294	
PR	0,5846	-1,7241	3,3991	1,6750	
RJ	-1,4201	-1,3731	1,2086	-0,1645	
RN	1,7741	0,3079	1,3784	1,6863	
RO	12,2875	10,7810	-3,0409	7,7401	
RR	6,8651	5,7033	-2,1562	3,5471	
RS	-0,4014	-0,1979	0,8635	0,6657	
SC	1,9352	-0,2419	3,1123	2,8703	
SE	1,3699	0,6127	0,4180	1,0307	
SP	-0,0916	-1,7583	3,0956	1,3373	
TO	5,7594	0,9621	2,3343	3,2964	
* A série produção refere-se ao valor nominal da produção agropecuária e foi devidamente deflacionada pelo deflator implícito do PIB.					
Fonte: IPEADATA.					

## ANEXO D

## Testes de raiz unitária para as séries da indústria brasileira

## QUADRO D1

## Teste de Dickey-Fuller Ampliado para PRDSA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOG(PRDSA)

Null Hypothesis: LOG(PRDSA) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.838274	0.6822
Test critical values		
1% level	-4.007882	
5% level	-3.434036	
10% level	-3.140923	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(PRDSA))

Method: Least Squares

Date: 01/20/06 Time: 18:38

Sample(adjusted): 1985:10 2001:04

Included observations: 187 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PRDSA(-1))	-0.063451	0.034516	-1.838274	0.0677
D(LOG(PRDSA(-1)))	-0.432014	0.077247	-5.592621	0.0000
D(LOG(PRDSA(-2)))	-0.290555	0.080886	-3.592138	0.0004
D(LOG(PRDSA(-3)))	-0.143032	0.082378	-1.736276	0.0843
D(LOG(PRDSA(-4)))	-0.236978	0.080710	-2.936153	0.0038
D(LOG(PRDSA(-5)))	-0.226873	0.080159	-2.830308	0.0052
D(LOG(PRDSA(-6)))	-0.181994	0.080181	-2.269805	0.0244
D(LOG(PRDSA(-7)))	-0.275275	0.077792	-3.538588	0.0005
D(LOG(PRDSA(-8)))	-0.189459	0.072238	-2.622704	0.0095
C	0.276398	0.150984	1.830641	0.0688
@TREND(1985:01)	0.000448	0.000176	2.542310	0.0119
R-squared	0.265884	Mean dependent var		0.004243
Adjusted R-squared	0.224173	S.D. dependent var		0.047241
S.E. of regression	0.041611	Akaike info criter		-3.463901
Sum squared resid	0.304734	Schwarz criterion		-3.273836
Log likelihood	334.8748	F-statistic		6.374406
Durbin-Watson stat	2.005712	Prob(F-statistic)		0.000000

## QUADRO D2

### Teste de Dickey-Fuller Aumentado para LPRDSA na presença de constante

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOG(PRDSA)

=====			
Null Hypothesis: LOG(PRDSA) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)			
=====			
		t-Statistic	Prob.*
=====			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.655434	0.9996
Test critical values	1% level	-3.465392	
	5% level	-2.876843	
	10% level	-2.575006	
=====			

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(PRDSA))

Method: Least Squares

Date: 01/20/06 Time: 18:39

Sample(adjusted): 1985:10 2001:04

Included observations: 187 after adjusting endpoints

=====				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
=====				
LOG(PRDSA(-1))	0.019302	0.011660	1.655434	0.0996
D(LOG(PRDSA(-1)))	-0.481033	0.075948	-6.333729	0.0000
D(LOG(PRDSA(-2)))	-0.326099	0.080889	-4.031421	0.0001
D(LOG(PRDSA(-3)))	-0.172010	0.082836	-2.076524	0.0393
D(LOG(PRDSA(-4)))	-0.263802	0.081243	-3.247061	0.0014
D(LOG(PRDSA(-5)))	-0.248741	0.080916	-3.074050	0.0024
D(LOG(PRDSA(-6)))	-0.192663	0.081297	-2.369868	0.0189
D(LOG(PRDSA(-7)))	-0.279901	0.078962	-3.544752	0.0005
D(LOG(PRDSA(-8)))	-0.185673	0.073329	-2.532062	0.0122
C	-0.080562	0.056366	-1.429259	0.1547
=====				
R-squared	0.238924	Mean dependent var	0.004243	
Adjusted R-squared	0.200226	S.D. dependent var	0.047241	



S.E. of regression	0.042248	Akaike info criter	-3.438531
Sum squared resid	0.315925	Schwarz criterion	-3.265744
Log likelihood	331.5027	F-statistic	6.173957
Durbin-Watson stat	2.000301	Prob(F-statistic)	0.000000

### QUADRO D3

#### Teste de Dickey-Fuller Ampliado para LPRDSA sem a presença de constante e tendência

##### Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOG(PRDSA)

Null Hypothesis: LOG(PRDSA) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)

t-Statistic Prob.\*

Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.710108	0.9999
Test critical values 1% level	-2.577387	
5% level	-1.942536	
10% level	-1.615571	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

##### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(PRDSA))

Method: Least Squares

Date: 01/20/06 Time: 18:39

Sample(adjusted): 1985:10 2001:04

Included observations: 187 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PRDSA(-1))	0.002669	0.000719	3.710108	0.0003
D(LOG(PRDSA(-1)))	-0.455396	0.074015	-6.152745	0.0000
D(LOG(PRDSA(-2)))	-0.299922	0.079019	-3.795568	0.0002
D(LOG(PRDSA(-3)))	-0.145645	0.080992	-1.798269	0.0738
D(LOG(PRDSA(-4)))	-0.240035	0.079756	-3.009621	0.0030
D(LOG(PRDSA(-5)))	-0.227611	0.079787	-2.852733	0.0048
D(LOG(PRDSA(-6)))	-0.171356	0.080152	-2.137882	0.0339
D(LOG(PRDSA(-7)))	-0.261587	0.078143	-3.347528	0.0010
D(LOG(PRDSA(-8)))	-0.170749	0.072794	-2.345650	0.0201
R-squared	0.230141	Mean dependent var	0.004243	
Adjusted R-squared	0.195540	S.D. dependent var	0.047241	
S.E. of regression	0.042371	Akaike info criter	-3.437751	
Sum squared resid	0.319571	Schwarz criterion	-3.282243	
Log likelihood	330.4297	Durbin-Watson stat	1.994896	

## QUADRO D4

### Teste de Dickey-Fuller Aumentado para D(LPRDSA)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LPRDSA)

Null Hypothesis: D(LPRDSA) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)

t-Statistic Prob.\*

Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.486127	0.0000
Test critical values	1% level	-4.007882
	5% level	-3.434036
	10% level	-3.140923

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPRDSA,2)

Method: Least Squares

Date: 01/30/06 Time: 17:45

Sample(adjusted): 1985:10 2001:04

Included observations: 187 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(LPRDSA(-1))	-3.175763	0.374230	-8.486127	0.0000
D(LPRDSA(-1),2)	1.698872	0.341516	4.974507	0.0000
D(LPRDSA(-2),2)	1.372256	0.303576	4.520297	0.0000
D(LPRDSA(-3),2)	1.197445	0.260498	4.596753	0.0000
D(LPRDSA(-4),2)	0.931314	0.218989	4.252792	0.0000
D(LPRDSA(-5),2)	0.679780	0.176199	3.858024	0.0002
D(LPRDSA(-6),2)	0.480669	0.126313	3.805387	0.0002
D(LPRDSA(-7),2)	0.193767	0.072684	2.665899	0.0084
C	-0.000895	0.006551	-0.136553	0.8915
@TREND(1985:01)	0.000143	5.90E-05	2.414697	0.0168

R-squared	0.716984	Mean dependent var	-0.000118
Adjusted R-squared	0.702594	S.D. dependent var	0.076812
S.E. of regression	0.041889	Akaike info criter	-3.455578
Sum squared resid	0.310585	Schwarz criterion	-3.282791
Log likelihood	333.0965	F-statistic	49.82302
Durbin-Watson stat	2.004751	Prob(F-statistic)	0.000000

## QUADRO D5

### Teste de Dickey-Fuller Ampliado para LPFSA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOG(PFSA)

Null Hypothesis: LOG(PFSA) has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)			
		t-Statistic	Prob.*
=====			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.676410	0.7580
Test critical values	1% level	-4.007882	
	5% level	-3.434036	
	10% level	-3.140923	
=====			

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(PFSA))

Method: Least Squares

Date: 01/20/06 Time: 18:36

Sample(adjusted): 1985:10 2001:04

Included observations: 187 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
=====				
LOG(PFSA(-1))	-0.092811	0.055363	-1.676410	0.0954
D(LOG(PFSA(-1)))	-0.278841	0.086201	-3.234767	0.0015
D(LOG(PFSA(-2)))	-0.130378	0.085200	-1.530257	0.1277
D(LOG(PFSA(-3)))	-0.001041	0.083709	-0.012433	0.9901
D(LOG(PFSA(-4)))	-0.155669	0.080794	-1.926741	0.0556
D(LOG(PFSA(-5)))	-0.170638	0.079034	-2.159035	0.0322
D(LOG(PFSA(-6)))	-0.118542	0.079413	-1.492726	0.1373
D(LOG(PFSA(-7)))	-0.215080	0.078136	-2.752645	0.0065
D(LOG(PFSA(-8)))	-0.129421	0.074383	-1.739916	0.0836
C	0.429775	0.255804	1.680095	0.0947
@TREND(1985:01)	8.88E-05	7.20E-05	1.233979	0.2189
=====				
R-squared	0.198005	Mean dependent var	0.001303	
Adjusted R-squared	0.152437	S.D. dependent var	0.048646	
S.E. of regression	0.044785	Akaike info criter	-3.316875	
Sum squared resid	0.352999	Schwarz criterion	-3.126810	
Log likelihood	321.1278	F-statistic	4.345263	
Durbin-Watson stat	1.978206	Prob(F-statistic)	0.000019	
=====				

## QUADRO D6

### Teste de Dickey-Fuller Ampliado para LPFSA na presença de constante

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOG(PFSA)

Null Hypothesis: LOG(PFSA) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.200170	0.6743
Test critical values 1% level	-3.465392	
5% level	-2.876843	
10% level	-2.575006	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(PFSA))

Method: Least Squares

Date: 01/20/06 Time: 18:37

Sample(adjusted): 1985:10 2001:04

Included observations: 187 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PFSA(-1))	-0.056150	0.046785	-1.200170	0.2317
D(LOG(PFSA(-1)))	-0.306026	0.083461	-3.666675	0.0003
D(LOG(PFSA(-2)))	-0.153202	0.083291	-1.839374	0.0675
D(LOG(PFSA(-3)))	-0.021948	0.082098	-0.267341	0.7895
D(LOG(PFSA(-4)))	-0.175060	0.079368	-2.205672	0.0287
D(LOG(PFSA(-5)))	-0.187844	0.077909	-2.411053	0.0169
D(LOG(PFSA(-6)))	-0.133092	0.078648	-1.692249	0.0924
D(LOG(PFSA(-7)))	-0.227241	0.077626	-2.927376	0.0039
D(LOG(PFSA(-8)))	-0.136652	0.074262	-1.840143	0.0674
C	0.266883	0.219436	1.216225	0.2255
R-squared	0.191066	Mean dependent var	0.001303	
Adjusted R-squared	0.149934	S.D. dependent var	0.048646	
S.E. of regression	0.044851	Akaike info criter	-3.318955	
Sum squared resid	0.356053	Schwarz criterion	-3.146169	
Log likelihood	320.3223	F-statistic	4.645163	
Durbin-Watson stat	1.979456	Prob(F-statistic)	0.000016	

## QUADRO D7

### Teste de Dickey-Fuller Ampliado na ausência de constante e tendência

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LOG(PFSA)

Null Hypothesis: LOG(PFSA) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.052943	0.9233
Test critical values 1% level	-2.577387	
5% level	-1.942536	
10% level	-1.615571	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(PFSA))

Method: Least Squares

Date: 01/20/06 Time: 18:37

Sample(adjusted): 1985:10 2001:04

Included observations: 187 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PFSA(-1))	0.000745	0.000707	1.052943	0.2938
D(LOG(PFSA(-1)))	-0.352867	0.074144	-4.759239	0.0000
D(LOG(PFSA(-2)))	-0.193543	0.076504	-2.529849	0.0123
D(LOG(PFSA(-3)))	-0.057825	0.076718	-0.753736	0.4520
D(LOG(PFSA(-4)))	-0.207106	0.074967	-2.762625	0.0063
D(LOG(PFSA(-5)))	-0.213881	0.075011	-2.851331	0.0049
D(LOG(PFSA(-6)))	-0.156575	0.076344	-2.050919	0.0417
D(LOG(PFSA(-7)))	-0.246646	0.076071	-3.242305	0.0014
D(LOG(PFSA(-8)))	-0.150611	0.073468	-2.050019	0.0418
R-squared	0.184306	Mean dependent var	0.001303	
Adjusted R-squared	0.147645	S.D. dependent var	0.048646	
S.E. of regression	0.044911	Akaike info criter	-3.321328	
Sum squared resid	0.359029	Schwarz criterion	-3.165820	
Log likelihood	319.5442	Durbin-Watson stat	1.982284	

## QUADRO D8

### Teste de Dickey Fuller Aumentado para D(LPFSA)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LPFSA)

Null Hypothesis: D(LPFSA) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)

t-Statistic Prob.\*

Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.958850	0.0000
Test critical values 1% level	-4.007882	
5% level	-3.434036	
10% level	-3.140923	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPFSA,2)

Method: Least Squares

Date: 01/30/06 Time: 17:42

Sample(adjusted): 1985:10 2001:04

Included observations: 187 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(LPFSA(-1))	-2.580123	0.324183	-7.958850	0.0000
D(LPFSA(-1),2)	1.226945	0.293165	4.185170	0.0000
D(LPFSA(-2),2)	1.032947	0.260080	3.971651	0.0001
D(LPFSA(-3),2)	0.974854	0.224811	4.336331	0.0000
D(LPFSA(-4),2)	0.767703	0.193759	3.962164	0.0001
D(LPFSA(-5),2)	0.554156	0.162190	3.416709	0.0008
D(LPFSA(-6),2)	0.397605	0.121586	3.270148	0.0013
D(LPFSA(-7),2)	0.151005	0.073634	2.050747	0.0418
C	0.001104	0.007046	0.156642	0.8757
@TREND(1985:01)	2.41E-05	6.10E-05	0.394238	0.6939

R-squared	0.676348	Mean dependent var	-0.000160
Adjusted R-squared	0.659891	S.D. dependent var	0.077185
S.E. of regression	0.045013	Akaike info criter	-3.311728
Sum squared resid	0.358636	Schwarz criterion	-3.138942
Log likelihood	319.6466	F-statistic	41.09825
Durbin-Watson stat	1.982358	Prob(F-statistic)	0.000000

## ANEXO E

## Teste de co-integração de Engle-Granger

## QUADRO E1

## Resultado da regressão para LPRDSA como variável dependente

Dependent Variable: LOG(PRDSA)

Method: Least Squares

Date: 02/26/06 Time: 11:50

Sample: 1985:01 2001:04

Included observations: 196

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.648738	0.787052	-7.177080	0.0000
LOG(PFSA)	2.241172	0.167726	13.36212	0.0000
R-squared	0.479259	Mean dependent var		4.866090
Adjusted R-squared	0.476575	S.D. dependent var		0.286682
S.E. of regression	0.207409	Akaike info criterion		-0.298094
Sum squared resid	8.345609	Schwarz criterion		-0.264644
Log likelihood	31.21320	F-statistic		178.5464
Durbin-Watson stat	0.091315	Prob(F-statistic)		0.000000

**QUADRO E2****Resultado da regressão de LPFSA como variável dependente**

Dependent Variable: LOG(PFSA)

Method: Least Squares

Date: 02/26/06 Time: 11:56

Sample: 1985:01 2001:04

Included observations: 196

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.651084	0.078010	46.80294	0.0000
LOG(PRDSA)	0.213843	0.016004	13.36212	0.0000
R-squared	0.479259	Mean dependent var		4.691665
Adjusted R-squared	0.476575	S.D. dependent var		0.088555
S.E. of regression	0.064068	Akaike info criterion		-2.647605
Sum squared resid	0.796303	Schwarz criterion		-2.614155
Log likelihood	261.4653	F-statistic		178.5464
Durbin-Watson stat	0.360645	Prob(F-statistic)		0.000000

**QUADRO E3****Teste de Dickey-Fuller Aumentado para RESTO1**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESTO1

Null Hypothesis: RESTO1 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)

t-Statistic Prob.\*

Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.348087	0.0033
Test critical values 1% level	-4.006566	
5% level	-3.433401	
10% level	-3.140550	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESTO1)

Method: Least Squares

Date: 01/20/06 Time: 18:40

Sample(adjusted): 1985:05 2001:04

Included observations: 192 after adjusting endpoints

Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.



RESTO1(-1)	-0.168521	0.038758	-4.348087	0.0000
D(RESTO1(-1))	-0.083247	0.072242	-1.152334	0.2507
D(RESTO1(-2))	0.055577	0.072265	0.769079	0.4428
D(RESTO1(-3))	0.169156	0.070600	2.395968	0.0176
C	-0.054980	0.014756	-3.725945	0.0003
@TREND(1985:01)	0.000554	0.000141	3.921792	0.0001

R-squared	0.130983	Mean dependent var	0.000452
Adjusted R-squared	0.107622	S.D. dependent var	0.062802
S.E. of regression	0.059326	Akaike info criter	-2.780777
Sum squared resid	0.654647	Schwarz criterion	-2.678980
Log likelihood	272.9546	F-statistic	5.606982
Durbin-Watson stat	1.981811	Prob(F-statistic)	0.000077

Obs: RESTO1 equivale ao erro aleatório da equação:  $\text{Log}(\text{PRDSA}) = c + \text{Log}(\text{PFSA})$ .

## QUADRO E4

### Teste de Dickey-Fuller Aumentado para RESTO2

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESTO2

Null Hypothesis: RESTO2 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.047351	0.0088
Test critical values 1% level	-4.006566	
5% level	-3.433401	
10% level	-3.140550	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESTO2)

Method: Least Squares

Date: 01/20/06 Time: 18:40

Sample(adjusted): 1985:05 2001:04

Included observations: 192 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESTO2(-1)	-0.190143	0.046980	-4.047351	0.0001
D(RESTO2(-1))	-0.128733	0.075748	-1.699477	0.0909
D(RESTO2(-2))	0.016635	0.075412	0.220586	0.8257
D(RESTO2(-3))	0.146546	0.071837	2.039992	0.0428
C	0.006926	0.005482	1.263403	0.2080
@TREND(1985:01)	-5.94E-05	4.85E-05	-1.225041	0.2221
R-squared	0.144346	Mean dependent var	0.000890	
Adjusted R-squared	0.121345	S.D. dependent var	0.038497	
S.E. of regression	0.036086	Akaike info criter	-3.775087	
Sum squared resid	0.242205	Schwarz criterion	-3.673291	
Log likelihood	368.4084	F-statistic	6.275538	
Durbin-Watson stat	1.979278	Prob(F-statistic)	0.000021	

Obs: RESTO2 equivale ao erro aleatório da equação:  $\text{Log(PFSA)} = c + \text{Log(PRDSA)}$ .

## ANEXO F

### Teste de Causalidade de Granger

Quadro F.1: Teste de causalidade de Granger para variáveis cointegradas.

Dependent Variable: D(LOG(PFSA))

Method: Least Squares

Date: 03/05/06 Time: 20:57

Sample(adjusted): 1985:06 2001:04

Included observations: 191 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008627	0.003448	2.501890	0.0132
RESTO2(-1)	-0.195461	0.061202	-3.193700	0.0017
D(LOG(PFSA(-1)))	2.230147	0.543806	4.100997	0.0001
D(LOG(PFSA(-2)))	-0.432351	0.667311	-0.647901	0.5179
D(LOG(PFSA(-3)))	0.937056	0.664453	1.410267	0.1602
D(LOG(PFSA(-4)))	-2.102658	0.557684	-3.770341	0.0002
D(LOG(PRDSA(-1)))	-2.635459	0.571264	-4.613384	0.0000
D(LOG(PRDSA(-2)))	0.094709	0.674815	0.140347	0.8885
D(LOG(PRDSA(-3)))	-1.094429	0.671466	-1.629909	0.1049
D(LOG(PRDSA(-4)))	1.926006	0.543870	3.541301	0.0005
R-squared	0.301712	Mean dependent var		0.001642
Adjusted R-squared	0.266990	S.D. dependent var		0.048298
S.E. of regression	0.041351	Akaike info criterion		-3.482506
Sum squared resid	0.309492	Schwarz criterion		-3.312230
Log likelihood	342.5793	F-statistic		8.689472
Durbin-Watson stat	2.119672	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: elaborado pelo autor.

Quadro F.2: Teste de Wald para os coeficientes da variável produção e suas defasagens apresentadas na equação (4.3).

Wald Test:

Null  $C(7)=0$

Hypothesis:

$C(8)=0$

$C(9)=0$

$C(10)=0$

F-statistic	6.983033	Probability	0.000030
Chi-square	27.93213	Probability	0.000013

Fonte: elaborado pelo autor.

Fonte dos dados brutos: IBGE.

Quadro F.3: Teste de causalidade de Granger para variáveis cointegradas na presença de 4 defasagens.

Dependent Variable: D(LOG(PRDSA))

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1985:06 2001:04

Included observations: 191 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009025	0.003343	2.699993	0.0076
RESTO1(-1)	0.034355	0.015702	2.187957	0.0300
D(LOG(PRDSA(-1)))	-2.014453	0.552812	-3.644011	0.0004
D(LOG(PRDSA(-2)))	0.078181	0.651901	0.119928	0.9047
D(LOG(PRDSA(-3)))	-0.912024	0.648858	-1.405584	0.1616
D(LOG(PRDSA(-4)))	2.081421	0.514984	4.041723	0.0001
D(LOG(PFSA(-1)))	1.502241	0.526789	2.851695	0.0049
D(LOG(PFSA(-2)))	-0.489424	0.642601	-0.761631	0.4473
D(LOG(PFSA(-3)))	0.709494	0.640963	1.106919	0.2698
D(LOG(PFSA(-4)))	-2.273297	0.526279	-4.319566	0.0000
R-squared	0.307119	Mean dependent var		0.004443
Adjusted R-squared	0.272666	S.D. dependent var		0.046848
S.E. of regression	0.039953	Akaike info criterion		-3.551271
Sum squared resid	0.288925	Schwarz criterion		-3.380995
Log likelihood	349.1464	F-statistic		8.914236
Durbin-Watson stat	2.147088	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: elaborado pelo autor.

Quadro F.4: Teste de Wald para os coeficientes da variável produtividade e suas defasagens apresentadas na equação (4.4).

Wald Test:

Null C(7)=0

Hypothesis:

C(8)=0

C(9)=0

C(10)=0

F-statistic	9.489994	Probability	0.000001
Chi-square	37.95998	Probability	0.000000

Fonte: elaborado pelo autor.

## ANEXO G

### Testes para detectar a presença de quebra estrutural

#### QUADRO G1

##### Teste de Chow

Chow Breakpoint Test: 1990:04

F-statistic	2.948469	Probability	0.009054
Log likelihood ratio	17.99782	Probability	0.006238

#### QUADRO G2

##### Teste para detectar a presença de quebra estrutural utilizando variáveis Dummy.

Dependent Variable: D(LOG(PFSA))

Method: Least Squares

Date: 03/09/06 Time: 11:41

Sample(adjusted): 1985:03 2001:04

Included observations: 194 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004066	0.001492	2.725678	0.0070
DUMMY	-0.006082	0.001808	-3.364574	0.0009
D(LOG(PRDSA))	1.019320	0.018227	55.92506	0.0000
DUMMY*D(LOG(PRDSA))	0.003453	0.020877	0.165416	0.8688
LOG(PFSA(-1))- LOG(PRDSA(-1))	0.595136	0.083435	7.132883	0.0000
DUMMY*(LOG(PFSA(-1))- LOG(PRDSA(-1)))	0.158716	0.105517	1.504172	0.1342
LOG(PFSA(-2))- LOG(PRDSA(-2))	-0.641411	0.080080	-8.009653	0.0000
DUMMY*(LOG(PFSA(-2))- LOG(PRDSA(-2)))	-0.115268	0.102542	-1.124105	0.2624
R-squared	0.986259	Mean dependent var	0.001555	
Adjusted R-squared	0.985742	S.D. dependent var	0.048301	
S.E. of regression	0.005768	Akaike info criterion	-7.432776	
Sum squared resid	0.006187	Schwarz criterion	-7.298019	
Log likelihood	728.9793	F-statistic	1907.135	
Durbin-Watson stat	1.941967	Prob(F-statistic)	0.000000	

### QUADRO G3

#### Teste para detectar a presença de quebra estrutural utilizando variáveis Dummy.

Dependent Variable: D(LOG(PRDSA))

Method: Least Squares

Date: 03/09/06 Time: 11:40

Sample(adjusted): 1985:03 2001:04

Included observations: 194 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003754	0.001453	-2.583630	0.0105
DUMMY	0.005735	0.001758	3.261899	0.0013
D(LOG(PFSA))	0.953879	0.017109	55.75346	0.0000
DUMMY*D(LOG(PFSA))	0.014556	0.019624	0.741720	0.4592
LOG(PRDSA(-1))- LOG(PFSA(-1))	0.575100	0.081011	7.099073	0.0000
DUMMY*(LOG(PRDSA(- 2))-LOG(PFSA(-2)))	-0.119509	0.099662	-1.199141	0.2320
LOG(PRDSA(-2))- LOG(PFSA(-2))	-0.617466	0.077976	-7.918702	0.0000
DUMMY*(LOG(PRDSA(- 1))-LOG(PFSA(-1)))	0.159184	0.102373	1.554944	0.1217
R-squared	0.986320	Mean dependent var		0.004242
Adjusted R-squared	0.985805	S.D. dependent var		0.046973
S.E. of regression	0.005597	Akaike info criterion		-7.492985
Sum squared resid	0.005826	Schwarz criterion		-7.358228
Log likelihood	734.8195	F-statistic		1915.716
Durbin-Watson stat	2.046171	Prob(F-statistic)		0.000000

## ANEXO H

## Resultados da Regressão para o modelo de correção de Erros (MCE)

**Quadro H1: Resultado da regressão para o modelo de correção de erros utilizando-se a produção como variável dependente.**

Dependent Variable: D(LOG(PFSA))

Method: Least Squares

Date: 03/07/06 Time: 16:00

Sample(adjusted): 1985:03 2001:04

Included observations: 194 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003788	0.001468	2.580112	0.0106
DUMMY	-0.006113	0.001802	-3.393290	0.0008
D(LOG(PRDSA))	1.021749	0.008869	115.2078	0.0000
LOG(PFSA(-1))- LOG(PRDSA(-1))	0.667140	0.053453	12.48088	0.0000
DUMMY*(LOG(PFSA(-1))- LOG(PRDSA(-1)))	0.041389	0.016028	2.582300	0.0106
LOG(PFSA(-2))- LOG(PRDSA(-2))	-0.711703	0.049921	-14.25647	0.0000
R-squared	0.986165	Mean dependent var		0.001555
Adjusted R-squared	0.985797	S.D. dependent var		0.048301
S.E. of regression	0.005756	Akaike info criterion		-7.446564
Sum squared resid	0.006230	Schwarz criterion		-7.345496
Log likelihood	728.3167	F-statistic		2680.072
Durbin-Watson stat	1.960292	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaboração do autor.

**Quadro H.2: Resultado da regressão para o modelo de correção de erros para a Lei de Kaldor-Verdoorn.**

Dependent Variable: D(LOG(PRDSA))

Method: Least Squares

Date: 03/07/06 Time: 11:56

Sample(adjusted): 1985:03 2001:04

Included observations: 194 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003585	0.001428	-2.510214	0.0129
DUMMY	0.005881	0.001752	3.356759	0.0010
D(LOG(PFSA))	0.965045	0.008377	115.2078	0.0000
LOG(PRDSA(-1))- LOG(PFSA(-1))	0.649615	0.051865	12.52505	0.0000
LOG(PRDSA(-2))- LOG(PFSA(-2))	-0.691680	0.048516	-14.25682	0.0000
DUMMY*(LOG(PRDSA(-1))- LOG(PFSA(-1)))	0.039063	0.015593	2.505217	0.0131
R-squared	0.986183	Mean dependent var		0.004242
Adjusted R-squared	0.985815	S.D. dependent var		0.046973
S.E. of regression	0.005594	Akaike info criterion		-7.503661
Sum squared resid	0.005884	Schwarz criterion		-7.402593
Log likelihood	733.8551	F-statistic		2683.650
Durbin-Watson stat	2.064334	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: elaboração do autor.

## ANEXO I

**Resultado das regressões para a agropecuária brasileira**

Quadro I.1: Resultado da regressão da Lei de Verdoorn na agropecuária brasileira (taxa de crescimento médio 1970-1995).

Dependent Variable: PRD

Method: Least Squares

Date: 12/06/05 Time: 13:41

Sample: 3 29

Included observations: 27

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005973	0.004748	1.258078	0.2200
VNP	0.345884	0.254118	1.361115	0.1856
R-squared	0.162338	Mean dependent var		0.014507
Adjusted R-squared	0.128831	S.D. dependent var		0.020947
S.E. of regression	0.019551	Akaike info criterion		-4.960355
Sum squared resid	0.009556	Schwarz criterion		-4.864367
Log likelihood	68.96479	F-statistic		4.844962
Durbin-Watson stat	1.398408	Prob(F-statistic)		0.037180
Jarque-Bera (JB)	0,000036	Teste RESET		0.315567

Fonte: Elaboração do autor.

Quadro I.2: Resultado da regressão para a segunda Lei de Kaldor para a agropecuária brasileira (taxa de crescimento médio 1970-1995).

Dependent Variable: PO

Date: 12/06/05 Time: 13:39

Sample: 3 29

Included observations: 27

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005973	0.004748	-1.258078	0.2200
VNP	0.654116	0.254118	2.574065	0.0164
R-squared	0.409370	Mean dependent var		0.010166
Adjusted R-squared	0.385744	S.D. dependent var		0.024946
S.E. of regression	0.019551	Akaike info criterion		-4.960355
Sum squared resid	0.009556	Schwarz criterion		-4.864367
Log likelihood	68.96479	F-statistic		17.32766
Durbin-Watson stat	1.398408	Prob(F-statistic)		0.000326
Jarque-Bera (JB)	0,000036	Teste RESET		0.315567

Fonte: Elaboração do autor.



Quadro I.3: Resultado da regressão da equação de Rowthorn para a agropecuária brasileira (taxa de crescimento médio 1970-1995).

Dependent Variable: PRD

Method: Least Squares

Sample: 3 29

Included observations: 27

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018311	0.003350	5.466616	0.0000
PO	-0.374164	0.117132	-3.194375	0.0038
R-squared	0.198553	Mean dependent var		0.014507
Adjusted R-squared	0.166495	S.D. dependent var		0.020947
S.E. of regression	0.019124	Akaike info criterion		-5.004551
Sum squared resid	0.009143	Schwarz criterion		-4.908563
Log likelihood	69.56144	F-statistic		6.193584
Durbin-Watson stat	1.704662	Prob(F-statistic)		0.019840
Jarque-Bera (JB)	0,248903	Teste RESET		0,616814

Fonte: Elaboração do autor.

Quadro I.4: Resultado da regressão da Lei de Verdoorn ampliada para a agropecuária brasileira (taxa de crescimento médio 1970-1995).

Dependent Variable: PRD

Method: Least Squares

Sample: 3 29

Included observations: 27

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006592	0.006036	1.092143	0.2856
VNP	0.336629	0.270036	1.246609	0.2246
INV/VNP	-0.000145	0.000406	-0.358131	0.7234
R-squared	0.165448	Mean dependent var		0.014507
Adjusted R-squared	0.095903	S.D. dependent var		0.020947
S.E. of regression	0.019917	Akaike info criterion		-4.890001
Sum squared resid	0.009521	Schwarz criterion		-4.746019
Log likelihood	69.01501	F-statistic		2.378981
Jarque-Bera (JB)	0,000032	Teste Reset		0,386629
Durbin-Watson stat	1.355113	Prob(F-statistic)		0.114140

Fonte: elaboração do autor.

Quadro I.5: Resultado da regressão da segunda Lei de Kaldor ampliada para a agropecuária brasileira (taxa de crescimento médio 1970-1995).

Dependent Variable: PO

Method: Least Squares

Sample: 3 29

Included observations: 27

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006592	0.006036	-1.092143	0.2856
VNP	0.663371	0.270036	2.456600	0.0216
INV/VNP	0.000145	0.000406	0.358131	0.7234
R-squared	0.411563	Mean dependent var		0.010166
Adjusted R-squared	0.362527	S.D. dependent var		0.024946
S.E. of regression	0.019917	Akaike info criterion		-4.890001
Sum squared resid	0.009521	Schwarz criterion		-4.746019
Log likelihood	69.01501	F-statistic		8.393008
Jarque-Bera (JB)	0,000032	Teste Reset		0,294243
Durbin-Watson stat	1.355113	Prob(F-statistic)		0.001723

Fonte: elaboração do autor.

Quadro I.6: Resultado da regressão da segunda Lei de Kaldor aumentada para a agropecuária brasileira (Censo 1995).

Dependent Variable: LOG(PO)

Method: Least Squares

Sample: 3 29

Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.746403	1.840768	0.948736	0.3522
LOG(VNP)	0.743428	0.121932	6.097088	0.0000
LOG(INV/VNP)	-0.427575	0.392036	-1.090652	0.2863
R-squared	0.615878	Mean dependent var		12.83764
Adjusted R-squared	0.583868	S.D. dependent var		1.322768
S.E. of regression	0.853295	Akaike info criterion		2.625017
Sum squared resid	17.47470	Schwarz criterion		2.768999
Log likelihood	-32.43772	F-statistic		19.24010
Jarque-Bera (JB)	0,664023	Teste RESET		0.113948
Durbin-Watson stat	2.235494	Prob(F-statistic)		0.000010

Fonte: elaborado pelo autor.