

HENRIQUE BRIGATTE

**DETERMINANTES DE LONGO PRAZO DO PRODUTO E DA
PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES DA AGROPECUÁRIA
BRASILEIRA NO PERÍODO 1974-2005**

Dissertação apresentada à Universidade
Federal de Viçosa, como parte das exigências
do Programa de Pós-Graduação em Economia
Aplicada, para obtenção do título de *Magister
Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2009

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

B854d
2009

Brigatte, Henrique, 1981-
Determinantes de longo prazo do produto e da
Produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira
no período 1974-2005 / Henrique Brigatte
– Viçosa, MG, 2009.
xiv, 119f.: il. ; 29cm.

Inclui apêndice.

Orientador: Erly Cardoso Teixeira.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de
Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 93-99.

1. Infraestrutura (Economia). 2. Investimentos públicos
3. Economia agrícola - Brasil 4. Produto Interno Bruto -
Brasil - Modelos econométricos Universidade Federal de
Viçosa. II.Título.

CDD 22.ed. 330

HENRIQUE BRIGATTE

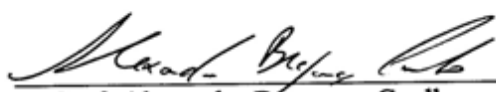
**DETERMINANTES DE LONGO PRAZO DO PRODUTO E DA
PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES DA AGROPECUÁRIA
BRASILEIRA NO PERÍODO 1974-2005**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

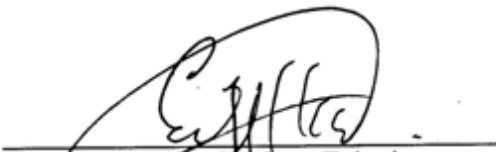
APROVADA: 03 de março de 2009.


Prof. Rogério Silva de Mattos


Prof. Rodrigo Vilela Rodrigues


Prof. Alexandre Bragança Coelho


Prof. Suely de Fátima Ramos Silveira


Prof. Eryl Cardoso Teixeira
(Orientador)

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela saúde e por possuir as condições que me permitem sempre tentar alçar novos vôos em minhas trajetórias acadêmica e profissional.

Aos meus pais, Ítalo e Lúcia, pelo amor e apoio permanentes ao longo de toda minha vida, e aos meus irmãos Patrícia, Frederico e Raquel, pelos momentos de riso e companheirismo.

Aos professores Marcelo José Braga e João Eustáquio, que me forneceram importantes sugestões para aprimoramentos constantes neste trabalho.

Aos membros da banca, professores Rodrigo, Rogério, Alexandre e Suely, pela satisfação com que aceitaram meu convite e pelas valiosas contribuições dadas.

Ao meu orientador, Erly Cardoso Teixeira, pelas sugestões, pelo trabalho de orientação, pela atenção, pela amizade e pelo profissionalismo, que julgo exemplar; espero um dia poder alcançar, em minha atividade, o grau de comprometimento muito acima da média que, em momento algum, ele deixou de mostrar.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, em especial à Carminha, Cida, Rosângela e Tedinha, sempre disponíveis para qualquer ajuda, aliando bom humor e competência.

Aos colegas da turma do mestrado, principalmente à Aracy, Márcia e Patrícia – as três juntas eram garantia de boas risadas –, ao Elvânio – pela presteza e pelas piadas – e ao Gil, pelo convívio e amizade que perduram desde a época da graduação.

À CAPES e ao CNPq, pelo incentivo financeiro.

BIOGRAFIA

HENRIQUE BRIGATTE, filho de Ítalo Brigatte e Lúcia Brigatte, nasceu no dia 30 de março de 1981, na cidade de Tremembé, São Paulo.

Em 2001, iniciou o curso de graduação em Ciências Econômicas na Faculdade de Economia e Administração da Universidade Federal de Juiz de Fora; concluiu o mesmo em dezembro de 2004.

Começou o curso de mestrado em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa em março de 2007, submetendo-se à defesa da dissertação em março de 2009, na qual foi aprovado.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS.....	vii
LISTA DE FIGURAS.....	ix
RESUMO.....	xi
ABSTRACT.....	xiii
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1. Considerações iniciais.....	1
1.2. O setor agropecuário brasileiro.....	4
1.3. O problema e sua importância.....	10
1.4. Objetivos.....	15
2. INFRA-ESTRUTURA, CRÉDITO RURAL E EDUCAÇÃO AGRÍCOLA: BREVE ANÁLISE HISTÓRICA.....	17
2.1. Investimentos em rodovias.....	17
2.2. Investimentos em ferrovias.....	19
2.3. Investimentos em portos.....	21
2.4. Investimentos em eletricidade.....	23

2.5. Investimentos em pesquisa agrícola.....	24
2.6. Investimentos em irrigação agrícola.....	26
2.7. Investimentos em armazenagem agrícola.....	27
2.8. Crédito rural.....	28
2.9. Educação.....	30
3. REFERENCIAL TEÓRICO.....	32
3.1. Crédito e crescimento econômico.....	39
3.2. Educação e crescimento econômico.....	40
3.3. O resíduo de Solow.....	42
3.4. Outras abordagens de crescimento econômico.....	43
4. REFERENCIAL ANALÍTICO.....	47
4.1. Estimação da PTF.....	48
4.2. Metodologia.....	50
4.2.1. Testes de raiz unitária DF e ADF.....	50
4.2.2. Análise de cointegração.....	52
4.2.3. Causalidade de Granger.....	59
4.3. Modelo Analítico.....	60
4.4. Fontes e tratamento dos dados.....	61
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	65
5.1. Relações de longo prazo do PIB agropecuário.....	65
5.1.1. PIB agropecuário e infra-estrutura.....	66
5.1.2. PIB agropecuário, crédito rural e educação.....	73
5.2. Relações de longo prazo da PTF da agropecuária.....	76
5.2.1. Teste de raiz unitária para a PTF da agropecuária.....	79
5.2.2. PTF da agropecuária e infra-estrutura.....	80

5.2.3. PTF da agropecuária, crédito rural e educação.....	83
5.3. Causalidade.....	85
6. RESUMO E CONCLUSÕES.....	90
REFERÊNCIAS.....	93
APÊNDICES.....	100
APÊNDICE A.....	101
APÊNDICE B.....	108

LISTA DE TABELAS

		Página
1	Teste de raiz unitária ADF realizado para a série $LPIB_t$, para o período 1974/2005.....	66
2	Testes de raiz unitária ADF realizados para as séries $LROD_t$, $LFER_t$, $LPOR_t$, LEE_t , $LPES_t$, LIR_t e $LARM_t$, para o período 1974/2005.....	67
3	Resultados dos testes de cointegração entre as séries $LPIB_t$ e as séries de infra-estrutura.....	69
4	Testes de significância sobre os parâmetros ϕ dos vetores de cointegração.....	70
5	Testes de raiz unitária ADF realizados para as séries $LCRED_t$ e $LEDC_t$, para o período 1974/2005.....	73
6	Resultados dos testes de cointegração entre as séries $LPIB_t$ e as séries de crédito rural e educação.....	74
7	Testes de significância sobre os parâmetros ϕ dos vetores de cointegração.....	75
8	Elasticidades médias do PIB agropecuário em relação ao capital e trabalho, no período 1977/2005.....	76
9	Teste de raiz unitária ADF realizado para a série $LPTF_t$, para o período 1977/2005.....	79
10	Resultados dos testes de cointegração entre as séries $LPTF_t$ e as séries de infra-estrutura.....	80

11	Testes de significância sobre os parâmetros η dos vetores de cointegração.....	81
12	Resultados dos testes de cointegração entre as séries $LPTF_t$ e as séries de crédito rural e educação.....	84
13	Teste de significância sobre o parâmetro η do vetor de cointegração.....	84
14	Testes de causalidade de Granger para PIB agropecuário e determinantes de longo prazo.....	86
15	Testes de causalidade de Granger para PTF da agropecuária e determinantes de longo prazo.....	88
1B	Produto Interno Bruto agropecuário brasileiro deflacionado pelo deflator implícito do PIB nacional, para o período 1974/2005.....	109
2B	Preços de venda de terras para lavouras e pastagens, no Brasil, para o período 1977/2005.....	110
3B	Áreas colhidas de culturas selecionadas, no Brasil, para o período 1977/2005 (em mil hectares).....	111
4B	Áreas de pastagens no Brasil, para o período 1974/2005.....	112
5B	Faturamento com vendas de máquinas agrícolas automotrizes no Brasil, para o período 1966/2005.....	113
6B	Número de trabalhadores formais empregados na agropecuária no Brasil, para o período 1977/2005.....	114
7B	Índice de preços ao consumidor geral (IPC geral), ago. 1994 = 100 – Rio de Janeiro, para o período 1974/2005.....	115
8B	Investimentos federais em transportes no Brasil, para o período 1974/2005.....	116
9B	Dados de consumo de energia elétrica pela agropecuária, gastos da Embrapa e extensão de áreas irrigadas no Brasil, para o período 1974/2005.....	117
10B	Capacidade estática dos armazéns cadastrados na Conab, para o período 1980/2005.....	118
11B	Crédito rural e média de anos de escolaridade dos trabalhadores agrícolas no Brasil, para o período 1974/2005.....	119

LISTA DE FIGURAS

		Página
1	Evolução da área plantada de grãos no Brasil: 1977/2005.....	7
2	Evolução da participação do PIB agropecuário no PIB brasileiro: 1974/2005.....	9
3	Evolução dos investimentos públicos em rodovias federais: 1974/2005.....	18
4	Evolução dos investimentos públicos em ferrovias federais: 1974/2005.....	21
5	Evolução dos investimentos públicos federais em portos: 1974/2005.....	22
6	Evolução do consumo de energia elétrica pelo setor agropecuário: 1974/2005.....	23
7	Evolução dos investimentos em pesquisa agrícola – Embrapa: 1974/2005.....	25
8	Evolução da área total irrigada no Brasil: 1974/2005.....	26
9	Evolução da capacidade estática de armazéns cadastrados na Conab: 1980/2005.....	28
10	Evolução da aplicação de recursos em crédito rural: 1974/2005.....	29
11	Evolução da média de anos de estudo do pessoal ocupado com 10 anos ou mais no meio rural: 1974/2005.....	30

12	Diagrama de Solow com progresso tecnológico.....	37
13	Diagrama de Solow com progresso tecnológico e aumento no investimento.....	38
14	Diagrama de crescimento endógeno.....	44
15	Evolução da PTF da agropecuária brasileira: 1977/2005.....	78

RESUMO

BRIGATTE, Henrique, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, março de 2009.
Determinantes de longo prazo do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira: 1974-2005. Orientador: Erly Cardoso Teixeira.
Coorientadores: João Eustáquio de Lima e Marcelo José Braga.

O setor agropecuário é um dos mais importantes da economia brasileira. Além do dinamismo responsável por importantes efeitos de encadeamento em atividades de outros setores, é também um dos que mais contribui para a obtenção dos expressivos saldos positivos na balança comercial verificados recentemente e para a conseqüente geração de divisas, essenciais para a manutenção do equilíbrio e da estabilidade macroeconômica. A garantia para o crescimento econômico sustenta-se na oferta de boas condições de infra-estrutura, responsável pela oferta dos recursos básicos que as empresas utilizam em seus processos produtivos. Além disso, avanços na concessão de crédito e aperfeiçoamentos no capital humano também exercem papéis de grande relevância no produto e na produtividade de todos os setores da economia, inclusive na agropecuária. À medida que se observam tais evoluções, é possível que as respostas dadas pelos setores sejam incrementos na produtividade, gerando, assim, aumentos no produto e na renda. O presente estudo desenvolve uma análise dos impactos exercidos pelas mais relevantes variáveis no produto interno bruto (PIB) e na produtividade total dos fatores (PTF) da agricultura nacional ao longo do período entre 1974 e 2005. São

considerados como determinantes do crescimento econômico: investimentos em infraestrutura de transportes, de energia elétrica, de pesquisa, irrigação e armazenagem agrícolas, além dos montantes de crédito rural e da educação dos trabalhadores do setor agropecuário. A análise é feita por meio do uso de cointegração pelo método de Johansen, a partir da construção de modelos de vetores auto-regressivos (VAR) bivariados. Nestes, considera-se o PIB agrícola como variável dependente, e um dos determinantes como a variável explicativa. O mesmo procedimento é realizado para a PTF. São efetuados, em seguida, testes de causalidade para identificar de que forma se distribuem no tempo as variações nas variáveis consideradas, numa tentativa de obtenção de evidências do poder de previsão de mudanças que as variáveis possuem entre si. Os resultados indicam que investimentos em infra-estrutura exercem impactos positivos no longo prazo sobre o produto agrícola. Do mesmo modo, os investimentos em infra-estrutura também mantêm relações positivas, no longo prazo, com a produtividade do setor. Não são detectadas relações de cointegração entre crédito rural e o produto e a produtividade da agropecuária brasileira. No que tange à educação dos trabalhadores agrícolas, observa-se que ela possui relação de longo prazo positiva, e estatisticamente significativa, com o PIB e a PTF do setor agrícola. Ademais, as relações de causalidade entre as variáveis, majoritariamente, possuem sentido único, no qual variações nos determinantes precedem mudanças no produto e na produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira.

ABSTRACT

BRIGATTE, Henrique, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, March of 2009.
Product and total factor productivity determinants of Brazilian agriculture, in the long run: 1974-2005. Adviser: Erly Cardoso Teixeira. Co-advisers:: João Eustáquio de Lima and Marcelo José Braga.

The agricultural sector is one of the most important in the Brazilian economy. In addition to the dynamism responsible for important chain effects on other sectors' activities, it also contributes to obtain expressive positive credit balances in the recently verified commercial balance, and consequently to generate foreign exchange credits, essential for maintaining macroeconomic stability. The guarantee for economic growth is based on the offer of good infrastructure conditions, responsible for the basic resources companies utilize in their productive processes. Besides, advancements in the provision of credit and human capital improvement also play relevant roles in the product and productivity of all the sectors of the economy, including agriculture. As such evolutions are observed, the answers provided by the sectors may act as increase in productivity, thus leading to increase in product and income. This study develops an analysis of the impacts caused by the most relevant variables on gross domestic product (GDP) and on total factor productivity (TFP) in domestic agriculture along the period 1974 and 2005. The following factors are considered determinants of economic growth: investments in transport, electric energy, research, irrigation, and agricultural storage

infrastructures, besides in rural credit and agricultural worker education. The analysis is carried out by means of co-integration by the Johansen method, through the construction of bivariate vector autoregressive (VAR) models. In these, agricultural GDP is used as dependent variable and one of the determinants as the explicative variable. The same procedure is carried out for the TFP. Causality tests are then performed to identify how the variations are distributed in time in the variables considered, in an attempt to obtain evidences of the power the variables have in predicting changes. The results indicate that infrastructure investments have a positive impact on the agricultural product in the long run. Similarly, infrastructure investments keep positive relations with the sector's productivity, in the long run. Co-integration relations between rural credit and product and Brazilian agricultural productivity are not detected. Agricultural worker education is found to have a long term, positive, and statistically significant relation with the GDP and TPF of the agricultural sector. Moreover, the causality relations among the variables, in their majority, were detected in a unique direction, in which determinant variations precede changes in product and total factor productivity of the Brazilian agriculture.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

Os estudos voltados para a promoção de crescimento econômico são recorrentes na literatura. Diversos modelos destinados a buscar melhor compreensão acerca de quais seriam os possíveis determinantes do aumento do produto já foram formulados, mas é consenso que alguns elementos, em específico, exercem impactos fundamentais para a criação de condições favoráveis para o início do processo de elevação da atividade econômica. É razoável supor que infra-estrutura em boas condições, disponibilidade de crédito e um sistema educacional eficiente, por exemplo, são alguns destes elementos que mantêm relação direta com a produção dos setores da economia. Dentre estes, pode-se incluir o setor agropecuário, objeto de estudo deste trabalho.

No que tange à administração de investimentos voltados para a infra-estrutura, a recente história econômica brasileira pode ser dividida em três momentos: o período de 1950 até 1979, quando foram realizadas as maiores inversões de capital para importantes obras públicas nos setores de energia elétrica e de transportes; o de 1980 a 1995, no qual se observaram diversos problemas para a continuação de obras iniciadas no período anterior em virtude, principalmente, da crise financeira do Estado, intimamente relacionada com as turbulências que afetaram a economia mundial à época; e o de 1996 a 2007, em que foram verificados lançamentos de planos plurianuais voltados para o aumento

de investimentos públicos em infra-estrutura, como o Avança Brasil em 1999 e o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) em 2007.

A tendência de priorização de melhorias na infra-estrutura teve início na década de 1950, durante os governos de Getúlio Vargas e Juscelino Kubitschek. As políticas de planejamento efetivadas por ambas as gestões, apesar de terem alcançado resultados que ficaram aquém das metas inicialmente estipuladas, foram importantes para a construção de extensas redes de transportes, principalmente via modal rodoviário, e sistemas de geração e transmissão de energia (FERREIRA; MALLIAGROS, 1999).

Na década de 1960, a busca pela estabilidade monetária forçou sucessivas quedas nas taxas de investimento. Porém, os investimentos voltaram a subir de forma considerável a partir de 1967, e permaneceram em patamares elevados até meados do decênio seguinte, no período que ficou conhecido como o “milagre” econômico brasileiro (FERREIRA; MALLIAGROS, 1999). Neste momento, a agropecuária foi um dos setores beneficiados: a “Revolução Verde”, expressão usada para caracterizar o período, promoveu relevante expansão na agricultura brasileira, com pesados investimentos espalhando-se pelos campos do País.

Posteriormente, as dificuldades originadas pelos choques do petróleo ocorridos em 1973 e 1979, e pela contração da liquidez mundial verificada no início da década de 1980 derrubaram a participação do setor público brasileiro no volume de investimentos em infra-estrutura, o que provocou a deterioração dos serviços e a diminuição do estoque de capital de infra-estrutura (PÊGO FILHO et al., 1999). Tal situação, aliada à instabilidade econômica brasileira ao longo de toda a década de 1980, concretizou-se como empecilhos para a geração de fundos voltados para o financiamento das despesas de investimento (FERREIRA; MALLIAGROS, 1999).

Na primeira metade da década de 1990, durante os governos de Fernando Collor, Itamar Franco e Fernando Henrique Cardoso, houve a implementação de sucessivos programas de desestatização de empresas públicas. A intenção do Estado era a diminuição no volume de gastos públicos determinado pela administração dessas empresas; a redução do tamanho do Estado foi também cogitada sob a gestão de Luiz Inácio Lula da Silva, em realção à execução de investimentos em infra-estrutura. O maior sinal disso responde pelo projeto de lei das “Parcerias Público-Privadas” (PPP’s) (Lei Federal nº 11.079, de 30 de

dezembro de 2004), que objetiva o estabelecimento de um conjunto de regras para os contratos firmados entre o Estado e as empresas privadas (SILVA; FORTUNATO, 2007). De acordo com, o projeto das PPP's é um dos elementos mais importantes para o sucesso do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), lançado em 2007 por iniciativa do governo federal. Acredita-se que o objetivo maior do projeto, em última instância, seja mesmo o de transferir para a iniciativa privada boa parte dos projetos de infra-estrutura, sendo permitido ao governo, portanto, aumentar sua capacidade de atuação em outras frentes da economia.

Destacadamente, a falta de melhores condições de crédito e os profundos desafios que ainda precisam ser suplantados na área educacional são algumas dessas frentes que merecem atenção especial por parte do governo para que, junto com o aprimoramento da qualidade da infra-estrutura, sejam criadas possibilidades mais concretas visando ao crescimento do produto e da produtividade da atividade econômica brasileira.

A economia real guarda relações importantes com o desenvolvimento do sistema financeiro, e a literatura proporciona evidências de que o efeito das finanças sobre o crescimento econômico pode ser significativo na medida em que a alocação do capital para o setor produtivo pode impulsionar ganhos de produtividade e incrementos absolutos no volume de produção.

Assim, o mercado de crédito, por exemplo, é um dos elementos potenciais que influi no processo de crescimento e pode exercer um papel importante na consolidação de condições favoráveis à obtenção de elevação no produto e na produtividade. Os financiamentos podem servir, do lado da oferta, como auxílio para a aplicação de métodos mais eficientes e menos custosos na atividade produtiva e, do lado da demanda, como concessão de facilidades em pagamentos e quitação de compromissos, estimulando o consumo e provocando, em última instância, o conseqüente aumento na produção.

Ademais, nas ações voltadas para melhorias na educação, observa-se que, historicamente, os avanços alcançados por iniciativas governamentais poderiam ter sido maiores. A morosidade na obtenção de aperfeiçoamentos expressivos nesta área configura-se como séria ameaça ao crescimento dos setores que compreendem a economia.

Se por um lado pôde ser observada, ao longo dos últimos 15 anos, uma elevação considerável nos índices de acesso às escolas para crianças de 7 a 14 anos de idade – a universalização do acesso foi alcançada em 2003, enquanto em 1970 somente 68% dessa população estava matriculada –, por outro não há evidências de que esses números tenham se traduzido em qualidade no processo de aprendizado. Pelo contrário: no ano 2000, somente 44% dos alunos matriculados no primeiro grau conseguiam completá-lo; ademais, do total de alunos que concluem o primeiro grau, estima-se que, atualmente, apenas 70% seguem para o ensino médio (RIGOTTO; SOUZA, 2005).

A má remuneração e a baixa qualificação dos professores podem ser colocadas como duas dessas causas destes resultados. A própria estrutura física das escolas é outro fator importante: em 2004, 73% das escolas de ensino fundamental não possuíam bibliotecas (MEC/INEP/SAEB, 2004), escassez esta que, forçosamente, transfere-se para a potencialização das habilidades dos alunos quanto à escrita e à leitura de textos, que tendem a se manterem restritas e em baixos níveis de qualidade (RIGOTTO; SOUZA, 2005).

Os ensinos médio e superior também são afetados pela falta de uma política mais incisiva voltada para o aperfeiçoamento do sistema educacional. Há que se ressaltar, também, o desafio da erradicação do analfabetismo funcional, que denota a incapacidade de uma pessoa que possui as habilidades de leitura e escrita de compreender o sentido de um texto simples. Inevitavelmente, isso acaba por se tornar em uma barreira adicional na capacidade de especialização da mão-de-obra brasileira, travando ainda mais as possibilidades de crescimento econômico sustentado.

1.2. O setor agropecuário brasileiro

Este trabalho tem como meta principal estabelecer uma análise global voltada para os determinantes de longo prazo do crescimento da atividade agropecuária brasileira no período compreendido entre 1974 e 2005. Assim, nesta seção, expõem-se alguns comentários concernentes à caracterização do setor.

No cenário macroeconômico da década de 1960, a agricultura havia deixado de ser o principal setor da economia brasileira, no que se refere à criação de empregos e geração de renda. A partir de então, o setor, mais do que um

elemento chave na promoção de crescimento da economia, passou a representar importante ator na estabilidade do sistema macroeconômico nos âmbitos interno e externo – no cenário interno existiam preocupações relacionadas aos custos da alimentação e seu impacto sobre o nível geral de preços e, no externo, elas eram referentes à capacidade de geração de divisas e de alívio de pressões no Balanço de Pagamentos (SPOLADOR, 2006).

O ano de 1965 marcou o início do processo de modernização da atividade agrícola brasileira, com a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) e com a reformulação da Política de Garantia de Preços Mínimos, em vigência desde 1951. Em sua maior parte, os programas relacionados ao estímulo da agricultura garantiram maior velocidade ao crescimento por meio do uso extensivo da terra a uma produtividade constante. Investimentos estrangeiros também colaboraram para que fossem criadas condições para um veloz processo de ocupação de terras do Centro-Oeste do Brasil (SPOLADOR, 2006).

Dois períodos marcantes de crescimento da atividade agrícola podem ser citados: meados da década de 1970 e fim da de 1980. Para Spolador (2006), durante os anos de 1970, os constrangimentos provocados pelo primeiro choque do petróleo se fizeram sentir, principalmente, no volume de exportações realizado pelo setor agropecuário. Se entre a metade da década anterior e 1972 a renda gerada pelas exportações continuou crescendo a passos vigorosos, em 1973 os montantes auferidos com as vendas para o exterior passaram a oscilar elevações e quedas até o ano de 1980.

Contudo, com exceção de 1978, o PIB agropecuário sustentou taxas positivas de crescimento. Gasques e Villa Verde (1990) ligam este crescimento ao aumento intenso na área plantada, que foi o responsável por 39% do crescimento do produto¹. Tal tendência de expansão das fronteiras agrícolas já era perceptível desde a década de 1960 e, na ausência de maiores esforços governamentais no sentido de desenvolvimento de processos mais modernos de produção e colheita – que apenas começaram a se consubstanciar entre o fim dos anos de 1970 e durante a década de 1980 –, essa elevação constante no uso da terra efetivou-se, até então,

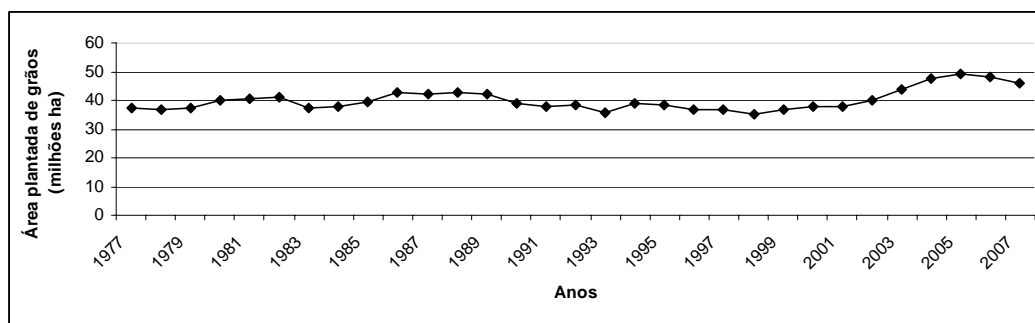
¹ Para Barros et al. (1977), este modelo de crescimento por extensão de terras foi um contraponto em relação ao crescimento da produção agropecuária observado até o início da década de 1960. Por estimativas econométricas, os autores constatam, para esta época, que a maior elasticidade da variação do produto agropecuário foi em relação à variação da quantidade de mão-de-obra rural – entre 1950 e 1955, 78% do crescimento foi explicado pelo aumento no número de empregados no setor.

como o maior pilar do crescimento da produção da agricultura; isso permitiu o aumento no volume de plantações, o que repercutiu positivamente no nível de produção final.

Segundo Rezende (1989), na década de 1980, contrastando com o setor industrial e com a economia como um todo, manteve-se firme a trajetória de crescimento da atividade agrícola observada nos anos de 1970. Entre os anos de 1981 e 1983, por exemplo, a produção industrial decresceu aproximadamente 15%, enquanto a agrícola cresceu em torno de 7%.

De acordo com Gasques e Villa Verde (1990), a partir dos anos de 1980, observou-se uma estagnação no uso da terra (que persistiu até períodos mais recentes) e, com o aumento constante verificado no produto agropecuário, as explicações para tais elevações passaram a ser dadas pelos incrementos substanciais de produtividade. Mesmo num momento economicamente desfavorável, com preços decrescentes, a agropecuária pôde alcançar índices expressivos de crescimento muito em função dos enormes benefícios propiciados pelos esforços empreendidos no desenvolvimento de novas técnicas de produção desenvolvidas nas universidades, institutos de pesquisa e após a consolidação da Embrapa.

A fim de ilustrar melhor esse aspecto, cabe ressaltar que desde o fim da década de 1970, a tendência de expansão da área plantada no Brasil foi de crescimento moderado entremeado por quedas em alguns anos. A expansão voltou a ser mais intensa nas últimas duas décadas, mas ainda assim em níveis expressivamente inferiores aos registrados durante o período da década de 1960 até o final dos anos de 1970. Como exemplo, a Figura 1 apresenta a tendência do crescimento da área plantada de grãos no Brasil desde o ano de 1977.



Fonte: Companhia Nacional de Abastecimento (2007).

Figura 1 – Evolução da área plantada de grãos no Brasil: 1977/2007.

Os dados observados na Figura 1 evidenciam que o crescimento da área plantada de grãos foi estável na maior parte do intervalo analisado. Somente a partir do final da década de 1980 até 2007, a expansão passa a ser mais significativa. Os substanciais efeitos exercidos pela modernização agropecuária no volume de produção podem ser percebidos quando se compara, neste período, a taxa de crescimento da área plantada de grãos, de 16,1%, com a taxa de crescimento da produção de grãos, de 131% (MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO, 2005).

Assim, ainda que outros elementos tenham contribuído para a elevação na produção observada neste período – como as políticas governamentais de seguro rural sintetizadas no Programa de Garantia da Atividade Agropecuária (Proagro) e de preços mínimos, além dos incentivos cambiais direcionados aos exportadores, conforme Rezende (1989) –, foi o aumento na produtividade o maior responsável pelos ganhos da agropecuária durante os anos de 1980.

A partir do início da década de 1990, o setor agropecuário experimentou forte retração. A queda do PIB agropecuário, motivada pela forte escalada inflacionária, chegou a quase 14% entre 1990 e 1992. A estabilização econômica proporcionada pelo Plano Real, posteriormente, puxou a produção novamente para cima. A queda abrupta da inflação propiciou benefícios imediatos às finanças do setor que, anteriormente à vigência do plano, arcava com compromissos atrelados às vultosas taxas de inflação prevalecentes – num contexto em que os preços dos seus produtos individuais não tinham como acompanhar a alta geral nos preços. Ademais, a fixação *a priori* de taxas de juros nominais do crédito rural

foi mais um sinal de que o Plano Real proporcionaria mudanças positivas para a situação financeira da agricultura nacional, além da renegociação da dívida agrícola, ocorrida no fim de 1995 e essencial para a retomada dos investimentos (GASQUES et al., 2004). Homem de Melo (1998) também destaca os aumentos nos preços internacionais verificados entre 1994 e 1997, as quedas nos preços dos insumos e a continuidade nos aumentos da produtividade agrícola como outros acontecimentos favoráveis à expansão da produção.

Todavia, mesmo com os benefícios auferidos por meio do combate à inflação, Gasques et al. (2004) argumentam que a atividade não deixou de passar por um momento de estresse depois do início da vigência da nova moeda. Numa conjuntura de câmbio valorizado, a competição com os produtos importados configurou-se como um obstáculo importante para a obtenção de taxas de crescimento mais significativas. Ademais, outros aspectos, como as altas taxas de juros reais e facilidades no financiamento da importação de alguns produtos agrícolas reforçaram o caráter de ameaça à prolongação do crescimento.

Entre o segundo lustro da década de 1990 e 2005, observam-se algumas oscilações na produção. Neste intervalo, podem ser citados como especialmente importantes a mudança de orientação da política cambial ocorrida em 1999 e os conseqüentes impactos verificados nos níveis de preços, e a forte crise que atingiu o setor agropecuário ocorrida em 2005.

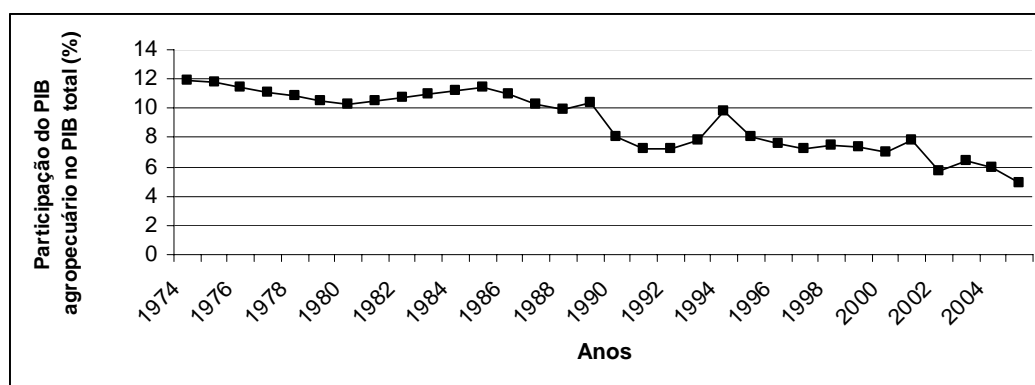
De acordo com Gasques et al. (2004), a desvalorização do real em janeiro de 1999 modificou substancialmente a rentabilidade da agricultura brasileira. Apesar de alguns setores produtivos terem reagido de forma distinta à subida do dólar – os produtos de lavouras não se beneficiaram imediatamente da nova conjuntura², enquanto os preços dos produtos animais subiram de forma concomitante à escalada da moeda norte-americana –, pode-se dizer que a mudança no regime de câmbio proporcionou alguns ganhos para a produção da agropecuária até meados de 2002.

Já em 2005, o setor passou por forte crise e, juntamente com a construção civil, foi um dos que apresentaram maior retração em relação a 2004. Produtos importantes como trigo, café e laranja tiveram diminuições consideráveis em comparação com os resultados de safras anteriores. A renda global da agricultura

² Na verdade, os preços desses produtos chegaram a apresentar até mesmo uma queda após a implementação da nova política cambial.

sofreu uma queda de 10,6%, comparativamente à safra de 2004. Segundo Neto e Gelinski (2005) contribuíram decisivamente para a consolidação desses números os problemas climáticos, a crise de liquidez enfrentada pelo setor e os aumentos nos custos de safra. Além disso, as ocorrências de febre aftosa (relacionadas às limitações orçamentárias, que provocaram a disponibilização de montantes pouco expressivos ao setor de carnes para investimentos em controle sanitário) também colaboraram para a debilitação da agricultura no ano.

Para uma compreensão geral da participação histórica da agropecuária na economia nacional dentro do período de análise neste estudo, a Figura 2 mostra a evolução da proporção do Produto Interno Bruto (PIB) da agropecuária em relação ao PIB total.



Fonte: Elaboração do autor, com dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2008).

Figura 2 – Evolução da participação do PIB agropecuário no PIB brasileiro: 1974/2005.

Como se pode verificar na ilustração, houve uma tendência de declínio na participação do PIB da agropecuária em relação ao PIB total da economia brasileira. Spolador (2006) destaca que tal tendência e a redução do emprego rural em comparação com o emprego total refletem algumas mudanças estruturais ocorridas na agricultura nas últimas décadas. Mesmo assim, o setor mantém-se como um dos mais relevantes no contexto macroeconômico, exercendo, também, papel de protagonista na obtenção dos saldos positivos auferidos no comércio exterior, nos últimos anos.

1.3. O problema e sua importância

É extensamente reconhecido que uma das condições fundamentais para a garantia da sustentabilidade no crescimento econômico de um país é a existência de infra-estrutura adequada. Afinal, a infra-estrutura disponível é responsável pela oferta dos recursos básicos que as empresas utilizam em seus processos produtivos. Não existe a possibilidade de que a atividade econômica de uma empresa seja minimamente rentável se não lhe são disponibilizados serviços essenciais para o desenvolvimento e escoamento da produção, como redes de transporte e de energia elétrica. Além disso, o desenvolvimento das condições de infra-estrutura deve ser acompanhado por avanços na concessão de crédito e aperfeiçoamentos constantes no capital humano. Dessa forma, esses elementos são fundamentais para o produto e a produtividade de todos os setores de uma economia. Na agropecuária brasileira, isso não é diferente: aumentos nos investimentos em infra-estrutura, nas possibilidades de financiamento e nas melhorias na educação dos seus trabalhadores levam a incrementos na produtividade, gerando, conseqüentemente, crescimento no produto e na renda. Isso, em meio à intensa competição com o mercado externo observada no contexto atual, é essencial para a sustentabilidade de longo prazo da atividade agropecuária do País.

Os períodos de maior crescimento econômico no Brasil foram também aqueles em que se efetivaram os maiores volumes de investimentos em infra-estrutura pelo setor público (mais especificamente na ocasião da execução do Plano de Metas de Juscelino Kubitschek e na década de 1970). A explicação para a ocorrência desses eventos pode ser dada pelo impacto natural exercido por tais investimentos na dinâmica de custos das empresas: quanto melhores as condições de infra-estrutura, menores tenderão a ser seus custos operacionais, o que se traduzirá na melhoria do grau de competitividade dessas firmas, as quais, por sua vez, terão maiores possibilidades de investimento, o que acaba por causar o aumento no nível da produção agregada do País.

Em outras palavras, Ferreira (1994) destaca que esses tipos de investimento podem ser considerados complementares ao crescimento econômico. De forma contrária, quanto menores as taxas de investimento de uma economia, menores seriam as condições para a promoção do crescimento – algo

notoriamente observado no Brasil nas décadas de 1980 e 1990. Sendo assim, é fundamental que os investimentos em infra-estrutura sejam um dos principais itens na agenda de desenvolvimento do governo.

Qual o papel do governo na execução desses investimentos, e qual a efetividade deles? Esta pergunta vem suscitando um vasto debate na literatura econômica, com posições diversas sendo defendidas por vários autores quanto à eficiência desses investimentos.

Num pioneiro trabalho explorando o tema, Aschauer (1989) evidencia a importância de investimentos públicos em infra-estrutura, argumentando acerca do declínio da produtividade da economia norte-americana ocorrida na década de 1970. Ele relaciona tal fato às seguidas quedas nas taxas de investimento originado de capital público. A elasticidade encontrada para o produto, em relação ao volume desses investimentos públicos, foi de 0,39, indicando que, para cada 1% de aumento no estoque de capital público empregado para tais investimentos, ocorreria uma elevação de 0,39% na produção agregada.

Munnell (1990) encontra resultado parecido para essa elasticidade, de 0,34. Aschauer (1989) ressalta ainda que as elasticidades do PIB em relação aos gastos públicos são superiores, quando comparadas com as elasticidades do PIB em relação aos investimentos privados.

Já Evans e Karras (1994), ao usarem dados relativos a 48 estados norte-americanos, para cada ano entre 1970 e 1986, evidenciam a existência de contribuições do capital governamental e atividades do governo para a produção privada. O trabalho desses autores enfatiza, porém, que as ligações mais fortes ocorrem quando se consideram os serviços do governo executados predominantemente na área educacional.

Alguns estudos recentes têm relacionado os investimentos públicos em infra-estrutura à Produtividade Total dos Fatores (PTF) de determinados setores. A PTF, segundo Pereira e Araújo (1997), é a parcela do crescimento econômico não explicada pela elevação dos fatores de produção capital e trabalho, detectada por Solow (1956) em seu artigo aplicado à economia americana do século XX. Em termos mais estritos, a PTF, segundo Gasques e Conceição (2000), é a relação entre a quantidade de produto e a quantidade de insumos usados na produção. Ela cresce se a parcela de aumento do produto não é acompanhada por aumentos nos insumos, o que reflete uma elevação na produtividade destes; por esse motivo, ela

é também apontada como a evolução tecnológica, ou, simplesmente, a tecnologia. Aumentos na PTF podem induzir ao crescimento econômico, o que, de acordo com a teoria econômica, representa um deslocamento para cima da curva da função de produção que descreveria a economia.

Gomes (2007), ao estimar a PTF da Amazônia Legal brasileira, demonstra que a tendência de crescimento da PTF é significativamente acompanhada por aumentos no índice de capital físico que representa obras de infra-estrutura na região. As evidências de relação positiva desse índice sintético de infra-estrutura com a PTF novamente demonstram a importância de se disponibilizar, para a população de determinada localidade, bons serviços de transportes e energia.

Morrison e Schwartz (1996), ao analisarem, para os EUA, a relação entre infra-estrutura e produtividade em nível estadual, aplicando o referencial das teorias de produção por meio da abordagem das funções de custo das firmas, concluem que os investimentos em infra-estrutura proporcionam significativos retornos e promovem aumentos na produtividade dos fatores das empresas. Ressaltam, todavia, que os benefícios sociais desses investimentos podem ou não ser positivos, dependendo dos custos sociais advindos da sua execução.

Na literatura econômica nacional, também podem ser encontradas referências explorando as relações existentes entre os investimentos em infra-estrutura e a evolução da produtividade dos fatores da economia brasileira. Ferreira e Malliagos (1998) apresentam uma análise empírica do setor de infra-estrutura brasileiro no período 1950-1995. Usando a metodologia econométrica de auto-regressão vetorial (*VAR*), os autores concentram-se na estimação das elasticidades de longo prazo do produto e da produtividade em relação ao capital e ao investimento em infra-estrutura desagregados em cinco setores – energia elétrica, telecomunicações, ferrovias, rodovias e portos. Seus resultados indicam a existência de forte relação entre infra-estrutura e produto no longo prazo, no Brasil.

Oliveira e Teixeira (2006), através de uma abordagem de equilíbrio geral, demonstram que políticas de aumento na oferta de infra-estrutura e de redução nos impostos incidentes sobre seu uso levariam a elevações no nível de atividade agregado. Na aplicação dos choques no modelo, foram obtidas evidências de que a infra-estrutura de transportes, energia elétrica e comunicações apresentariam os maiores crescimentos. Os autores argumentam que o uso de tais políticas elevaria

a remuneração dos fatores capital e trabalho, gerando elevação na renda e no consumo das famílias.

Em outra investigação, Silva e Fortunato (2007) analisam empiricamente, por meio de um modelo de dados em painel, a importância da infra-estrutura no crescimento de longo prazo da economia brasileira, utilizando dados de 26 estados da Federação, no período 1985-1998. Os resultados igualmente mostram evidências significativas de que os gastos em infra-estrutura mantêm relação direta no crescimento econômico de longo prazo para o Brasil, regiões Sul/Sudeste e Norte/Nordeste.

Outros trabalhos vêm procurando estabelecer ligações entre a PTF da agricultura e os investimentos em infra-estrutura. Isso pode se justificar pelo fato de que em vários países se reconhece a agricultura como um dos setores econômicos mais ativos, muito embora haja na literatura alguns estudos que dimensionam como irrelevante a importância histórica exercida pelo crescimento da economia agrícola de um país na capacidade deste de crescer e desenvolver um parque industrial vigoroso³. Esse não é o caso do Brasil: a agricultura está entre os principais setores da economia brasileira, tendo sido uma das principais fontes do incipiente desenvolvimento industrial ocorrido na primeira metade do século XX. Além disso, a agricultura contribui decisivamente, há várias décadas, para o crescimento das exportações, de tal sorte que a oferta de boas condições de infra-estrutura para o setor agropecuário nacional se mostra como condição *sine qua non* para o crescimento da atividade econômica brasileira como um todo.

Zhang e Fan (2004), num estudo realizado para 290 distritos rurais da Índia, encontraram evidências de que investimentos públicos em infra-estrutura geram efeitos positivos na PTF da agricultura indiana. Os valores das elasticidades da produção encontradas foram de 0,042, com relação a investimentos públicos em rodovias, e de 0,081, para investimentos em irrigação.

O artigo de Mendes e Teixeira (2006), ao regredir a PTF da agropecuária brasileira contra *proxies* de variáveis de investimentos públicos em infra-estrutura, também obtém evidências de que esses investimentos influenciam positivamente a produtividade do setor. As elasticidades encontradas variam de 0,15 a 0,72.

³ Tsakok e Gardner (2007), por exemplo, mostram que, para Inglaterra, EUA, Coréia do Sul e China, o papel exercido pela agricultura no desenvolvimento dos seus setores industriais não foi relevante.

Já Pires (2005) procura estabelecer uma relação entre o crédito e o crescimento econômico dos municípios e das regiões brasileiras. As evidências obtidas apontam para uma influência estatisticamente significativa do crédito no crescimento econômico dos municípios, e não significativa no crescimento de todas as regiões brasileiras, exceto no Sudeste (na qual a relação foi positiva, e significativa). Os resultados, assim, levam à conclusão de que haveria um nível de desenvolvimento mínimo ao qual o crédito estaria sujeito para exercer impactos no crescimento.

Outros trabalhos expõem relações entre o produto da economia (como um todo, ou de um dado setor) e a educação dos trabalhadores, que muitas vezes é utilizada, na literatura, como variável representativa do capital humano. O artigo de Lucas (1993) coloca o desenvolvimento do capital humano como condição essencial para a obtenção de um cenário favorável ao crescimento econômico e como principal fator explicativo das diferenças existentes entre os níveis de bem-estar social dos países. O capital humano seria desenvolvido nas escolas e institutos de pesquisa e teria o poder de exercer expressivos impactos na economia de uma nação.

Vicente et al. (2003), ao analisar determinantes da produtividade agrícola para o período 1970-1995, considera o capital humano como o nível de escolaridade da população rural, denotado especificamente como o número médio de anos de estudo das pessoas de cinco anos ou mais. A conclusão obtida pelos autores é de que a escolaridade da população rural se mostra como aspecto fundamental para a eficiência da produção na agricultura, dado que os coeficientes encontrados foram positivos e significativos. O resultado destaca a importância dos investimentos em educação para o aumento da competitividade do setor agrícola.

Freitas e Bacha (2004) investigam as contribuições do capital humano – definido como o estoque de conhecimento, acumulado pelos trabalhadores e empresários, que possibilitaria o aumento da produtividade do trabalho – no crescimento da atividade agropecuária brasileira no interregno compreendido entre 1970 e 1996. O capital humano teve alta significância estatística e efeitos positivos sobre a taxa de crescimento da produção do setor.

Zepeda (2001) afirma que o capital humano exerce influência direta na produtividade da agricultura, afetando o modo como os insumos são usados e

combinados pelos produtores. Portanto, melhorias no capital humano afetariam positivamente a capacidade de assimilação e implementação de novas informações e tecnologias no processo produtivo e impactariam, também positivamente, as habilidades dos produtores de adaptar estas novas tecnologias a situações ou necessidades pontuais da melhor forma possível.

Esse trabalho busca analisar as relações de longo prazo que o PIB e a PTF da agropecuária brasileira mantêm com os investimentos em infra-estrutura realizados pelo governo federal no período compreendido entre 1974 e 2005. A opção em concentrar o foco neste período e nos investimentos federais deve-se à carência de dados estaduais.

Adicionalmente, mostrar-se-ão os efeitos exercidos por variáveis representativas de crédito rural e educação na produção e na produtividade da agropecuária brasileira. A pesquisa, desse modo, procura expor uma análise global acerca dos determinantes do crescimento de longo prazo da atividade agrícola do País. O trabalho ainda apresenta possíveis evidências de relações de causalidade entre as variáveis tomadas como objeto de interesse.

A organização do estudo está esquematizada como se segue: o capítulo 1 introduz o problema de pesquisa; no capítulo 2, são apresentados dados e informações com respeito às variáveis tomadas como determinantes do produto e da produtividade agrícolas; o capítulo 3 expõe as motivações teóricas por trás do tema abordado; no capítulo 4, são colocadas a metodologia utilizada para a consecução dos resultados bem como as fontes dos dados utilizados; no capítulo 5, apresentam-se os resultados do trabalho e o capítulo 6 resume as principais evidências obtidas e apresenta as principais conclusões.

1.4. Objetivos

1.4.1. Objetivo geral

Determinar os efeitos dos investimentos públicos em infra-estrutura, do crédito rural e da educação no produto e na produtividade da agropecuária brasileira, no período de 1974 até 2005.

1.4.2. Objetivos específicos

a) Analisar o comportamento do produto e da produtividade da agropecuária brasileira, bem como suas respostas em relação aos investimentos públicos em infra-estrutura, crédito rural e educação no longo prazo.

b) Determinar as relações de causalidade entre produto e produtividade da agropecuária e os investimentos públicos em infra-estrutura, crédito rural e educação.

2. INFRA-ESTRUTURA, CRÉDITO RURAL E EDUCAÇÃO AGRÍCOLA: BREVE ANÁLISE HISTÓRICA

Este capítulo apresenta os números relacionados aos determinantes de longo prazo da produção e da PTF da agropecuária tomados como objeto de estudo neste trabalho, bem como alguns comentários pertinentes aos mesmos. O objetivo é tentar apresentar e analisar inicialmente o comportamento das séries no período de referência (1974-2005).

As variáveis que foram tomadas como representativas desses determinantes são: investimentos em rodovias, ferrovias, portos, energia elétrica, pesquisa agrícola, irrigação agrícola e armazenagem agrícola, como infraestrutura; crédito rural e educação.

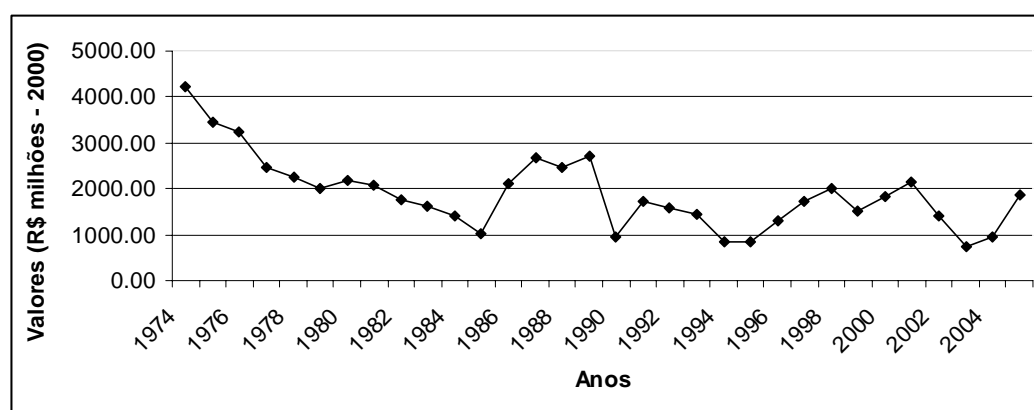
É importante salientar que o foco deste trabalho está voltado para os investimentos realizados por órgãos públicos em nível federal. Nos casos de séries híbridas, em que são contabilizados investimentos tanto públicos como privados, serão expostas observações a este respeito.

2.1. Investimentos em rodovias

O transporte rodoviário sempre esteve no topo da lista de prioridades do governo brasileiro no tocante a investimentos no setor de transportes. Esta tendência teve como marco principal o governo Kubitschek (1956-1961) e se deveu, principalmente, à implantação da indústria automobilística no País.

Pelo fato de o setor agrícola se valer de toda a infra-estrutura de rodovias para o transporte de sua produção, optou-se por realizar a análise voltada para os investimentos em toda a malha rodoviária, sem discriminar aqueles direcionados a estradas que servem somente áreas rurais.

A Figura 3 demonstra os investimentos em rodovias federais realizados pelo governo no período em tela.



Fontes: Ferreira e Malliagros (1999) e Ministério dos Transportes (2007).

Figura 3 – Evolução dos investimentos públicos em rodovias federais: 1974/2005.

Como se percebe, o valor máximo de investimentos realizados pelo governo em rodovias federais, no intervalo de estudo, ocorre em 1974. Após a série ter crescido de forma quase monotônica ao longo da década de 1960 – repercutindo a manutenção dos esforços para a expansão da malha rodoviária do País no período imediatamente posterior ao do governo de Juscelino Kubitschek – os investimentos sofrem uma queda média de 11,58% do ano inicial da série até 1986. A queda verificada entre 1981 e 1986 pode ser explicada pelo cenário macroeconômico nacional, constrangido pelos eventos que malograram a economia mundial a partir do segundo choque do petróleo e dos aumentos nos juros dos EUA, em 1979 e 1980, respectivamente.

Após a desvinculação dos recursos do setor rodoviário em 1982⁴, estes são novamente restabelecidos em 1985, dando novo fôlego ao aporte de investimentos dos anos seguintes, até 1990. No período 1990-1994, ocorre nova retração média, desta vez de 6,96%, com gastos totalizados em apenas 44% dos investimentos médios da década de 1970 (FERREIRA; MALLIAGROS, 1999).

Em meados da década de 1990, ocorre a concessão de rodovias de alta densidade de tráfego para a iniciativa privada. Em 2001, é criada a Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide). O tributo incidiria basicamente sobre a importação e comercialização de combustíveis. Originalmente, foi designado para o financiamento de programas de infra-estrutura de transportes, mas acabou por não fornecer a quantidade de recursos prevista para o setor. Segundo Lacerda (2005a), o montante arrecadado com a Cide no período até 2005 foi utilizado, em sua maior parte, para saldar dívidas, pagamento de funcionários e custeio da administração federal.

Dessa forma, percebe-se que os escassos investimentos em rodovias realizados pelos últimos governos federais explicam o estado de precariedade em que se encontram as vias deste modal de transportes. O quadro geral não é menos do que alarmante: são longos os trechos cujo estado de conservação é considerado crítico; 54,5% da extensão da malha rodoviária estão com o pavimento em estado regular, ruim ou péssimo; 64,5% têm problemas de sinalização; 42,5% não possuem acostamento e 39% possuem placas com a legibilidade deteriorada (CONFEDERAÇÃO NACIONAL DOS TRANSPORTES, 2007).

O mau estado de conservação desses meios de circulação da produção agrícola é um fator que colabora no incremento dos custos e impacta negativamente a atividade do setor agropecuário e dos demais setores da economia.

2.2. Investimentos em ferrovias

Apesar da transferência de boa parte da infra-estrutura de ferrovias para a iniciativa privada por meio da liquidação da Rede Ferroviária Federal Sociedade

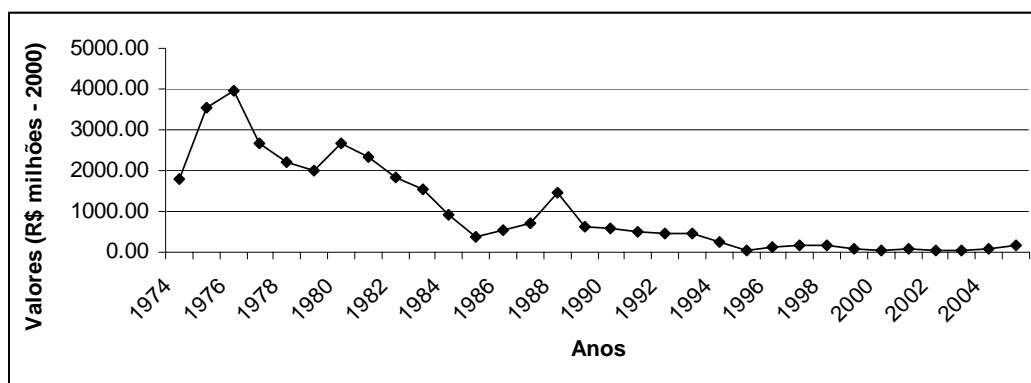
⁴ Com vistas ao financiamento da expansão das estradas no País, o governo federal instituiu, a partir de 1945, alguns tributos vinculados para o setor. Em 1982, todavia, foi extinta a vinculação ao setor rodoviário dos recursos originados da arrecadação do imposto sobre combustível, transferidos para o Fundo Nacional de Desenvolvimento (FND).

Anônima⁵ (RFFSA), a malha ferroviária ainda carece de maiores aplicações de recursos para manutenção e expansão. Apesar de os investimentos totais terem avançado bastante desde 1996 (quando se iniciou a operação de concessão à iniciativa privada) – até alcançarem cerca de R\$ 3 bilhões em 2005 (CONFEDERAÇÃO NACIONAL DOS TRANSPORTES, 2006) –, Costa e Padula (2007) citam descumprimentos de compromissos de investimentos das empresas privadas e uso de dinheiro público (oriundo do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES) para o atendimento de suas necessidades de recursos. De certa forma, isso indica que também o governo federal deveria continuar engajado na execução de aplicações de recursos em linhas férreas, estabelecendo uma conjunção de esforços junto ao setor privado.

No período entre 1999 (ano em que foram operacionalizadas as últimas concessões) e 2004, foi muito escassa a participação do governo federal nos investimentos no setor ferroviário; em 2005, foi observada uma ampliação nos montantes aplicados pela esfera pública – os recursos, que alcançaram cerca de R\$ 230 milhões, destinaram-se à eliminação de pontos críticos em ferrovias, aumento de capacidade de produção e melhoria da segurança, além de expansão de trechos de alguns ramais ferroviários, como o Norte-Sul (DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRA-ESTRUTURA TERRESTRE, 2008).

As cobranças do setor produtivo por maiores esforços do governo federal no setor ferroviário não se têm traduzido em ações concretas. Pelo contrário, como se percebe pela Figura 4, os investimentos públicos federais em ferrovias caíram constantemente com o passar dos anos. Isso se converte forçosamente em prejuízos para o setor agrícola, uma vez que este utiliza o modal para o transporte de grãos nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (COSTA; PADULA, 2007).

⁵ Criada na década de 1950 e destinada à gestão das linhas ferroviárias da União.



Fontes: Ferreira e Malliagros (1999) e Ministério dos Transportes (2007).

Figura 4 – Evolução dos investimentos públicos em ferrovias federais: 1974/2005.

O momento de maior direcionamento de recursos para o setor ferroviário deu-se na década de 1970. Desde então, observa-se uma tendência de queda contínua de investimentos em linhas férreas federais. Na década de 1980, por exemplo, os investimentos realizados não passaram de cerca de 57% dos observados na de 1970 (FERREIRA; MALLIAGROS, 1999).

A disparidade verificada entre os volumes de recursos aplicados em rodovias e em ferrovias denota claramente a preferência histórica dos governos brasileiros pela concentração da circulação de bens e pessoas na malha rodoviária. Esta é uma tendência contrária à opção de diversificação da oferta de modais de transportes escolhida pela maioria dos países desenvolvidos – medida esta que contribui para a redução dos custos e para o aumento da eficiência no escoamento.

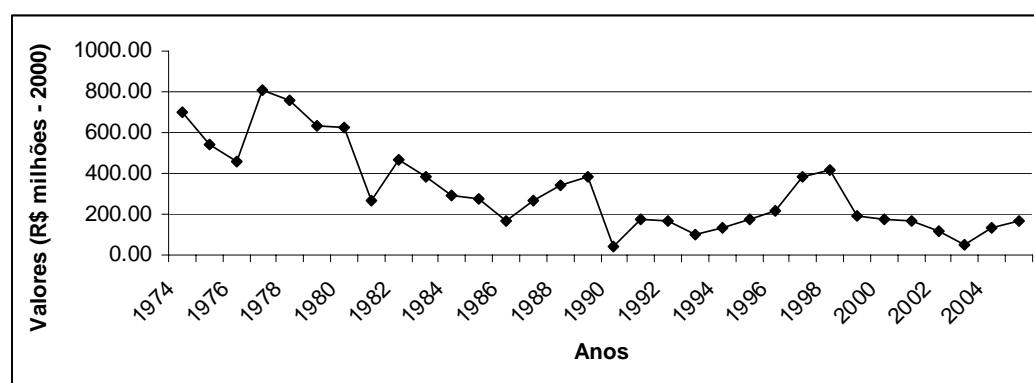
2.3. Investimentos em portos

De 1975 até o fim da década de 1980, as atividades de gestão dos portos nacionais ficaram sob a responsabilidade da empresa Portos do Brasil S.A. (Portobrás), pertencente ao setor público. Problemas na eficiência operacional, no regime trabalhista e outros que não foram devidamente solucionados resultaram na extinção da entidade (FERREIRA; MALLIAGROS, 1999).

O atual modelo portuário brasileiro atribui a administração das operações dos terminais internos dos portos ao setor privado, cabendo aos gestores públicos responder pelos serviços de infra-estrutura portuária. E são exatamente estes os

principais gargalos que impedem um funcionamento mais adequado dos portos no Brasil: ainda existem diversas restrições para operações de navios maiores (devido às dificuldades das administrações estatais na realização de dragagens de acesso aos portos compatíveis ao tamanho destas embarcações) e problemas nos acessos terrestres (LACERDA, 2005b).

A Figura 5 apresenta o montante de recursos investido pelo governo federal no intervalo considerado.



Fontes: Ferreira e Malliagos (1999) e Ministério dos Transportes (2007).

Figura 5 – Evolução dos investimentos públicos federais em portos: 1974/2005.

Na década de 1970, ocorreram os mais elevados volumes de investimentos públicos federais nos portos; conforme Ferreira e Malliagos (1999), isto se deveu em boa parte à vinculação de recursos estabelecida em 1967 para aplicação neste tipo de infra-estrutura. Já na década seguinte os investimentos sofreram cortes significativos, em comparação com os realizados no período anterior (muito em função da reestruturação administrativa do setor).

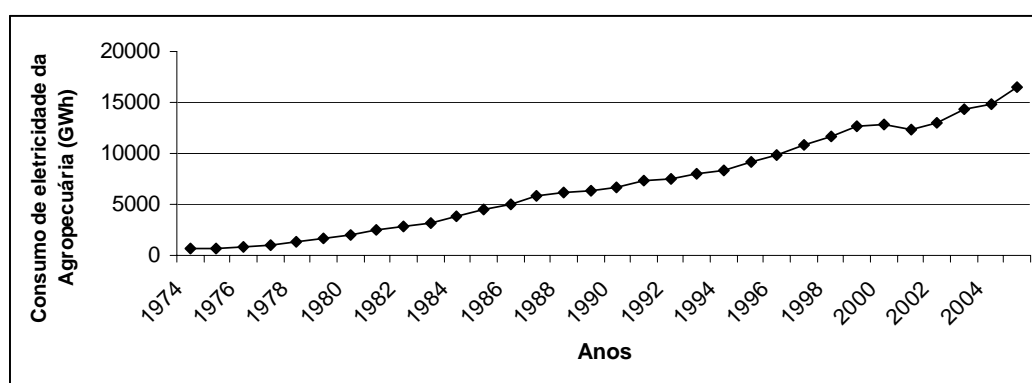
Nos anos de 1990, no cenário de abertura econômica e dos conseqüentes aumentos nas exportações e importações (principalmente nas importações, por conta do câmbio sobrevalorizado), o aporte de recursos aplicados passa por um crescimento médio de 37%. Entretanto, de 2001 a 2005 (tirante o ano de 2003, em que, assim como nos outros setores de infra-estrutura, foi verificada expressiva retração em função do desempenho decepcionante da economia), o volume de

investimentos manteve-se na mesma média da década de 1990, sem maiores incrementos absolutos.

2.4. Investimentos em eletricidade

Uma vez que o objetivo central deste trabalho é a análise das relações de longo prazo das variáveis explicativas selecionadas no produto e produtividade da agricultura brasileira, é desejável que para os setores de infra-estrutura em análise (exceto os de transportes) sejam considerados somente os investimentos realizados no setor agrícola. Assim, neste caso, serão utilizados dados relacionados ao consumo de energia elétrica pela atividade agropecuária como *proxy* dos recursos aplicados pelo governo federal na oferta de energia elétrica para o referido setor.

A Figura 6 mostra que o consumo de eletricidade no campo aumentou continuamente no período entre 1974 e 2005 (com exceção de 2001, devido ao racionamento de eletricidade implementado pelo governo como resposta à crise energética de 2000); a taxa média de crescimento anual observada foi de aproximadamente 11,3% entre 1974 e 2005.



Fonte: Empresa de Pesquisa Energética (2006).

Figura 6 – Evolução do consumo de energia elétrica pelo setor agropecuário: 1974/2005.

A mesma tendência de crescimento constante no consumo de eletricidade do setor agropecuário, notada na figura acima, é também observada no consumo referente aos demais setores da economia. Mesmo durante a década de 1980, na ocasião dos fatos desfavoráveis ao contexto macroeconômico comentados anteriormente, o consumo continuou se elevando a taxas crescentes, refletindo a maturação dos projetos de investimento realizados pelo governo durante o II PND (EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA, 2006). Tal tendência parece efetivamente corroborar a afirmação de que houve aumentos nos investimentos públicos em eletrificação de zonas rurais – os programas “Luz no Campo”, do governo de Fernando Henrique Cardoso, e “Luz para Todos”, da gestão de Luis Inácio Lula da Silva – constituem os exemplos mais recentes.

O crescimento praticamente ininterrupto da penetração da eletricidade nos campos, levada a cabo preponderantemente pelo setor público (sem participação expressiva do setor privado), deveu-se à elevação da produção agropecuária, o que provocou aumento de renda e conseqüentemente a mudança em alguns hábitos de consumo dos moradores rurais, levando à maior demanda de eletricidade. Este aumento de demanda de eletricidade encontrou também motivação produtiva, visto que a implantação de equipamentos mais modernos na produção agrícola observada no intervalo requeria o uso de energia elétrica.

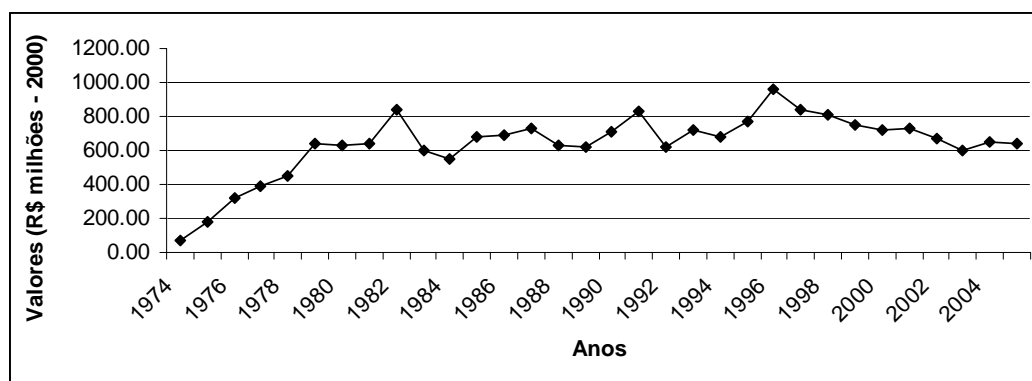
2.5. Investimentos em pesquisa agrícola

Os investimentos em pesquisa agrícola podem também ser considerados como parte da infra-estrutura da qual o setor agropecuário usufrui. A pesquisa agrícola fornece inovações aos meios de produção, as quais geralmente se convertem em ganhos de produtividade; ora, é plausível que se incluam também os investimentos nesta área como parte da infra-estrutura que serve a atividade agrícola.

Serão considerados como investimentos os recursos aplicados na Embrapa relacionados às despesas de pessoal, outras despesas de custeios e despesas de capital. Trata-se, novamente, de outra variável *proxy*. Alston et al. (2001) confirma este argumento ao afirmar que a Embrapa é responsável por 52% dos estudos de pesquisa voltados para o desenvolvimento do setor agrícola no Brasil, enquanto os institutos ligados aos governos estaduais respondem por cerca de

20% e as universidades, por 21% (de acordo com estimativas realizadas em 1996). Como não foi possível obter números de investimentos em pesquisa executados por institutos estaduais e por centros universitários importantes no estado de questões ligadas à agricultura [como a Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (Esalq-USP) e a Universidade Federal de Viçosa (UFV)], optou-se por considerar, dessa forma, somente os recursos aplicados na Embrapa durante o período estudado.

A Figura 7 apresenta o histórico desses gastos realizados entre 1974 e 2005.



Fonte: Gasques et al. (2006).

Figura 7 – Evolução dos investimentos em pesquisa agrícola – Embrapa: 1974/2005.

A maior parte dos gastos da Embrapa é proveniente do cumprimento das despesas com pessoal – em 2005, por exemplo, estas despesas somaram mais de 70% do total de gastos, contra 21,5% voltados para outras despesas de custeio e o restante para despesas de capital (GASQUES et al., 2006).

Apesar de os valores não possuírem grande variabilidade (como se percebe, estes permanecem dentro de uma tendência a partir de 1979, com exceção de 1996, quando é atingido o máximo histórico) e se manterem em patamares consideráveis, verificou-se uma queda de, em média, 3,24% no volume de recursos aplicados na Embrapa desde 1998 até 2005.

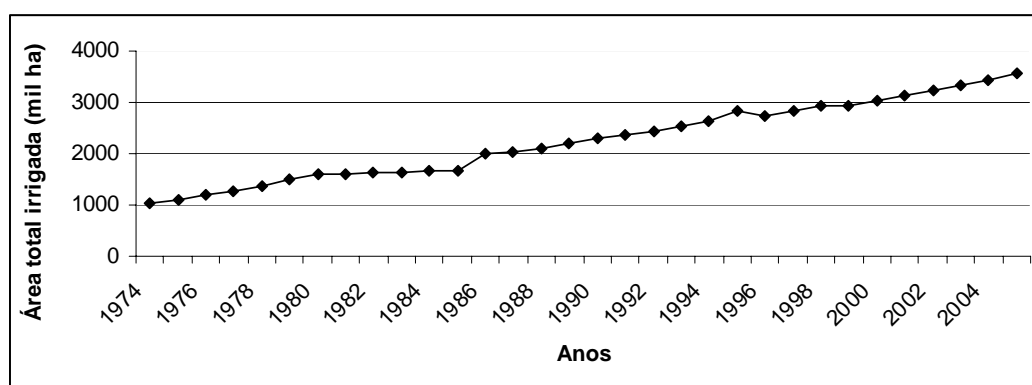
2.6. Investimentos em irrigação agrícola

Assim como no caso da variável de investimentos em energia elétrica no setor agropecuário, não foi possível obter valores de investimentos públicos voltados para projetos de irrigação agrícola dentro do intervalo de estudo. Sendo assim, optou-se pelo uso de uma *proxy* denotada pelo total de áreas irrigadas.

Chama-se a atenção para o fato de ultimamente os investimentos realizados pelo setor público em projetos de irrigação na agricultura não terem alcançado valores maiores; atualmente, tais despesas são em grande parte executadas por entes privados. Assim, a série utilizada pode ser dada como híbrida na medida em que inclui tanto investimentos públicos quanto privados.

Mesmo sendo um fator de limitação dentro da análise proposta neste trabalho, achou-se importante a inclusão desses dados na pesquisa, já que o uso de modernos métodos de irrigação vem ganhando cada vez mais importância na produção do setor agrícola.

Assim, tem-se, na Figura 8, a evolução da área total irrigada no Brasil⁶.



Fontes: Lima et al. (2004) e Mendes (2005).

Figura 8 – Evolução da área total irrigada no Brasil: 1974/2005.

Tradicionalmente, o uso da irrigação sempre foi maior em regiões mais áridas do Brasil, como o Nordeste, e no Centro-Sul. O aumento contínuo na

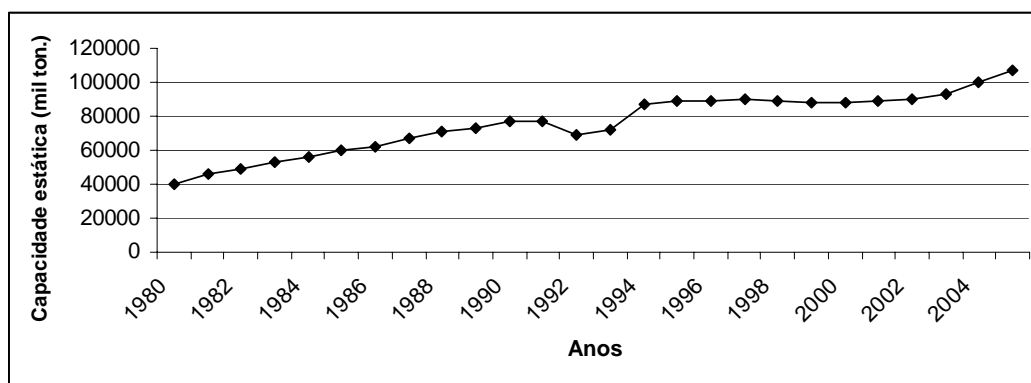
⁶ A título de informação, procedeu-se, nesta série, à interpolação para alguns anos por insuficiência de dados.

extensão de áreas irrigadas no País (incremento médio anual de 4,15% no intervalo analisado), observado com mais força a partir de meados da década de 1980, deveu-se principalmente à implementação das técnicas em outras regiões menos áridas, como Sul e Sudeste. O uso de tais práticas na produção agrícola destas regiões vem ganhando cada vez mais espaço, dado que os seus produtores têm optado pela redução dos riscos associados à probabilidade de ocorrência ou não de precipitações. Esta nova tendência está relacionada ao aumento do custo da terra; neste cenário, os empresários procuram evitar possíveis prejuízos ligados à decisão de condicionar a produção final à ocorrência de um regime de precipitações adequado (LIMA et al., 2004).

2.7. Investimentos em armazenagem agrícola

Da mesma forma que os casos de investimentos em eletricidade para o setor agropecuário e em irrigação agrícola, também não estão disponíveis dados de investimentos públicos em infra-estrutura de armazenagem agrícola no Brasil. Assim, serão usados, como *proxy* para a variável citada, os números relacionados à capacidade estática dos armazéns cadastrados na Companhia Nacional de Abastecimento (Conab). Por limitação de informações, esta série, ao contrário das demais, estende-se de 1980 até 2005.

Observa-se, então, a evolução da capacidade estática de armazenagem no Brasil na Figura 9. A taxa de crescimento médio anual, nesse caso, foi de 4,1%.



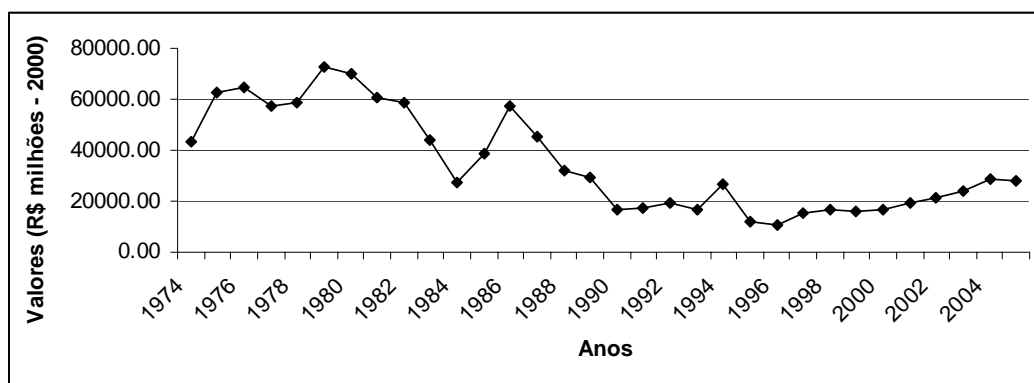
Fonte: Conab (2008).

Figura 9 – Evolução da capacidade estática de armazéns cadastrados na Conab: 1980/2005.

Novamente, ressalta-se que a série em questão não denota apenas investimentos públicos. Nogueira Junior e Tsunehiro (2005) argumentam que, até o final da década de 1980, a infra-estrutura de armazenagem recebeu grande aporte de recursos do governo federal, devido à criação do Programa Nacional de Armazenagem (Pronazem). As políticas de desregulamentação observadas no início da década de 1990, porém, afetaram também o setor de armazenagem, levando o setor público a diminuir drasticamente o volume de recursos direcionados para esse tipo de infra-estrutura. Desde então, a maior parte das despesas vem sendo bancada pelo setor privado, que, a despeito do avanço promovido na capacidade estática, ainda não tem conseguido investir o suficiente para acompanhar os aumentos observados nos últimos anos na produção agrícola brasileira.

2.8. Crédito rural

Na Figura 10, observa-se o comportamento da série de recursos aplicados em crédito rural no período em foco.



Fonte: Banco Central do Brasil (2007).

Figura 10 – Evolução da aplicação de recursos em crédito rural: 1974/2005.

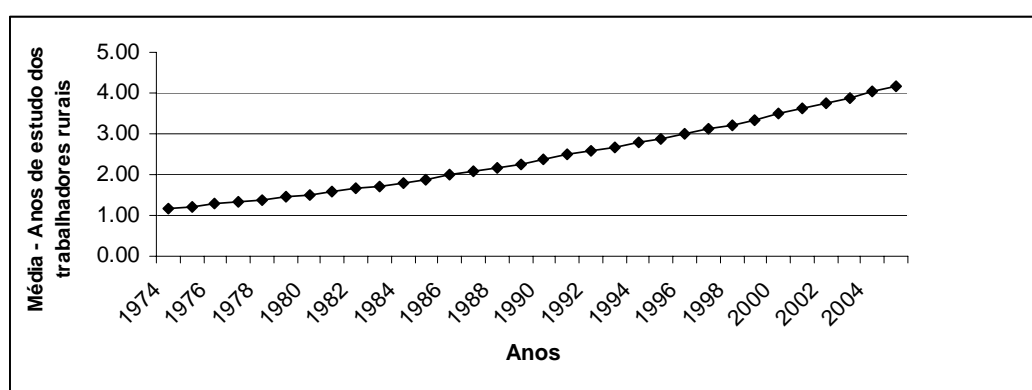
A evolução do mercado de crédito rural no Brasil entre 1974 e 2005 pode ser explicada por alguns marcos institucionais verificados ao longo do período. Um dos principais está relacionado ao padrão de intervencionismo do Estado no financiamento da agricultura: as mudanças observadas neste ponto nortearam boa parte das tendências de alta ou baixa nos montantes emprestados.

Na década de 1970, observam-se os maiores valores concedidos como crédito agrícola. Era a fase do subsídio estatal nas operações de financiamento, na qual vigoravam taxas de juros negativas. Entre 1970 e 1979, o crescimento no volume de crédito agrícola foi superior a 400%. No início da década de 1980, o mercado de crédito agrícola passa por um ajuste, denominado por alguns autores como processo auto-regulatório: os impactos inflacionários levaram a uma modificação na estratégia utilizada, causando a diminuição da participação estatal nas operações, aumentos nas taxas de juros vigentes e redução do volume de crédito concedido.

A partir de 1996, com a criação do Pronaf, o governo passa a direcionar maior foco à agricultura familiar nas concessões de crédito. Já no final da década de 1990 e início da de 2000, observam-se critérios mais rígidos na concessão de empréstimos e maior atuação de cooperativas de crédito no fornecimento dos financiamentos (ALMEIDA, 2008).

2.9. Educação

Desde a década de 1970, a média de anos de estudo da população rural brasileira tem crescido constantemente. Ainda que continue se encontrando em inferioridade, em comparação com a média relacionada a todos os setores, é inegável que foram alcançados alguns avanços na escolaridade dos trabalhadores do setor agropecuário (o avanço anual médio no período esteve em torno de 4,2%). A Figura 11 expõe a evolução da série⁷.



Fonte: Freitas et al. (2007).

Figura 11 – Evolução da média de anos de estudo do pessoal ocupado com 10 anos ou mais no meio rural: 1974/2005.

Freitas et al. (2007) comparam, para os anos de 1980, 1990 e 2000, as médias de anos de estudo dos trabalhadores rurais com a média observada para todo o Brasil, e a conclusão obtida é de que os agricultores, ao longo do tempo, mantiveram-se sempre com um nível de instrução bastante aquém do registrado para os trabalhadores dos setores em geral da economia brasileira, ainda que a distância observada no grau de formação desses trabalhadores tenha caído com o passar dos anos em virtude de investimentos feitos em projetos de educação rural.

Em 1980, os trabalhadores do setor agropecuário possuíam apenas 35% do número médio de anos de educação formal dos trabalhadores do País em geral –

⁷ Nesta série, também procedeu-se à interpolação para alguns períodos nos quais não havia disponibilidade dos dados.

1,51 ano de escolaridade no meio rural, contra 4,37 anos para a média brasileira. Em 1991, a diferença diminuiu, com o nível de formação do pessoal ocupado nos campos alcançando 45% daquele verificado no conjunto de trabalhadores do Brasil. Em 2000, nova redução: os anos médios de escolaridade dos trabalhadores rurais já alcançavam 51% em relação ao conjunto geral de trabalhadores brasileiros (FREITAS et al., 2007).

Mesmo com o incremento nos anos de estudo, a qualificação dos trabalhadores agrícolas, no entanto, ainda é baixa. Numa análise voltada para o Estado do Paraná, Istake e Bacha (1999) afirmam que, mesmo com aumentos verificados nos níveis de escolaridade, a mão-de-obra do setor agrícola desta Unidade Federativa permanecia com graus de capacitação e especialização muito baixos. Este fato tem relação com a informação, colhida em 1991, de que mais de 82% dos trabalhadores rurais do Paraná tinham cursado somente o ensino elementar.

Lau (1993) relaciona o aumento do produto agrícola brasileiro verificado nas últimas décadas ao aumento da educação média da mão-de-obra empregada no setor. Mas o fato é que mesmo com avanços, o nível de qualificação da população de ocupados nos campos do Brasil persiste em um patamar excessivamente baixo, o que pode se tornar um fator limitador dos crescimentos da produção e produtividade da agropecuária no longo prazo.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

Os efeitos exercidos por aumentos na taxa de investimento sobre a atividade econômica de um país podem ser sintetizados pelo modelo básico de crescimento econômico de Solow. Ele fornece uma importante base para a compreensão das diferenças existentes entre os níveis de riqueza dos países, por meio de elementos que protagonizam papéis decisivos na determinação do investimento proporcional à produção bruta que determinada nação poderá efetivar.

Solow (1956) lança mão de algumas hipóteses simplificadoras no modelo. Considera-se que a produção de todos os países do mundo gira em torno de um único bem, de modo que esta corresponde à produção agregada, designada, em função do tempo t , como $Y(t)$. Dessa forma, sem ambigüidade, pode-se estabelecer equivalência entre a renda da coletividade e a produção agregada. Parte desse produto, em cada instante, é destinada ao consumo, enquanto o restante é alocado para a poupança e o investimento. Jones (2000) cita uma implicação dessas hipóteses: a de que não há comércio internacional entre os países (dado que a produção diz respeito ao mesmo bem em todos eles). Outra hipótese do modelo é que a tecnologia é exógena, de tal sorte que a tecnologia das empresas não é afetada por pesquisa e desenvolvimento (P&D).

Os dois pontos cruciais do modelo de Solow são a função de produção da economia, e a equação de acumulação de capital. A função de produção representa a associação dos insumos utilizados no processo produtivo ao nível de

produto gerado. A exposição fica simplificada ao considerar-se que a produção está associada ao uso de dois insumos – capital (K) e trabalho (L). Admitindo a forma funcional Cobb-Douglas, a função de produção, segundo Jones (2000), pode ser representada por:

$$Y = F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha}. \quad (1)$$

Algumas propriedades da função de produção da economia são:

- i) $0 < \alpha < 1$;
- ii) ocorrência de retornos constantes à escala, ou seja, se todos os insumos forem duplicados, a produção também duplicará. Em outras palavras, isso significa que a função é homogênea de grau um no capital e no trabalho, tal que $F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L)$, $\forall \lambda \in \mathbf{R}_+$ e
- iii) o produto marginal é positivo e decrescente nos insumos, refletindo a lei dos rendimentos decrescentes (ou seja, maiores alocações de insumos determinam o crescimento do produto, mas a taxas decrescentes). Assim, valem as seguintes desigualdades:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} > 0, \frac{\partial Y}{\partial L} > 0, \frac{\partial^2 Y}{\partial K^2} < 0 \text{ e } \frac{\partial^2 Y}{\partial L^2} < 0. \quad (2)$$

Dado que as firmas, além de pagarem um salário w aos seus trabalhadores a cada unidade de trabalho e um aluguel r a cada unidade de capital utilizada no processo produtivo, são tomadoras de preço no mercado que, assume-se, é de concorrência perfeita, então, normalizando o preço do produto transacionado nessa economia para a unidade, tem-se que essas empresas se deparam com o seguinte problema de maximização dos lucros π :

$$\max_{K, L} \pi = F(K, L) - rK - wL. \quad (3)$$

Das condições de primeira ordem deste problema, tem-se que:

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = 0 \Rightarrow \frac{\partial Y}{\partial K} = r = \alpha \frac{Y}{K}, \quad (4)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = 0 \Rightarrow \frac{\partial Y}{\partial L} = w = (1 - \alpha) \frac{Y}{L}. \quad (5)$$

As equações (4) e (5) indicam, respectivamente, que as empresas contratarão trabalhadores até que o produto marginal do trabalho se iguale ao salário, bem como arrendarão capital até que o produto marginal desse insumo seja igual ao preço do aluguel. Somando as equações (4) e (5), pode-se observar que o pagamento dos insumos exaure o valor do produto:

$$wL + rK = Y - \alpha Y + \alpha Y \Rightarrow wL + rK = Y. \quad (6)$$

A última igualdade vale como propriedade geral das funções de produção com retornos constantes à escala.

Neste trabalho, será utilizado o modelo de Solow com a introdução de progresso tecnológico. A exposição do modelo se dá por meio da seguinte função de produção usada por Jones (2000):

$$Y = F(K, AL) = K^\alpha (AL)^{1-\alpha}. \quad (7)$$

A equação (7) corresponde à função de produção no formato “Harrod-neutra”, na qual a variável de tecnologia A é incorporada de modo a incidir sobre o trabalho. Segundo Jones (2000), as demais formas de se incorporar a variável de tecnologia são dadas pela função $F(AK, L)$, conhecida como “aumentadora de capital” ou “Solow-neutra”, e $AF(K, L)$, denominada tecnologia “Hicks-neutra”⁸.

A função “Harrod-neutra” é aumentadora de trabalho. O progresso tecnológico é uma função do tempo e cresce à taxa constante g . Isso pode ser visto

⁸ É importante ressaltar que, dado que a forma funcional aqui adotada é Cobb-Douglas, a análise não guarda maiores distinções entre essas funções. Assim, optou-se por segmentar esta exposição teórica por meio da função “Harrod-neutra”, muito embora, como ficará claro adiante, o procedimento adotado para a estimação da PTF tenha sido realizado considerando, inicialmente, a função “Hicks-neutra”.

logaritmizando e derivando, com relação ao tempo, a expressão referente à tecnologia:

$$A = A(t) = A_0 e^{gt} \Rightarrow \frac{\dot{A}}{A} = g. \quad (8)$$

A equação de acumulação de capital, por sua vez, é dada, segundo Jones (2000), por

$$\dot{K} = sY - dK. \quad (9)$$

Essa equação descreve como o capital se acumula ao longo do tempo. Tem-se que \dot{K} é a taxa de variação de capital ao longo do tempo (ou seja, $\dot{K} = dK(t)/dt$), determinada pela diferença entre o montante de investimento bruto sY e a depreciação detectada no processo produtivo, igual a dK . Como a economia é fechada, pode-se considerar que a poupança é igual ao investimento. Reescrevendo a equação (9), dividindo-a por K , chega-se a:

$$\frac{\dot{K}}{K} = s \frac{Y}{K} - d. \quad (10)$$

Podem-se verificar os efeitos da tecnologia no modelo de crescimento reescrevendo a função de produção (7) em termos de produto por trabalhador:

$$\frac{Y}{L} = \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha \left(\frac{AL}{L}\right)^{1-\alpha} \Rightarrow y = k^\alpha A^{1-\alpha}, \quad (11)$$

em que $y = Y/L$ e $k = K/L$.

Aplicando logaritmos em (11) e derivando, novamente com respeito ao tempo, chega-se a:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} + (1-\alpha) \frac{\dot{A}}{A}. \quad (12)$$

Da equação (10), percebe-se que, caso a razão Y/K seja uma constante, ter-se-á que a taxa de crescimento do capital \dot{K}/K também será constante, dado que o termo d , referente à taxa de depreciação, também é um número fixo, e não uma variável. No caso de Y/K ser constante, a razão equivalente, em termos de produto por trabalhador, dada por y/k , também será constante. Isso significa, portanto, que y e k estarão crescendo à mesma taxa.

A situação na qual capital, produto, consumo e população crescem a taxas constantes é denominada, de acordo com Jones (2000), de trajetória de crescimento equilibrado. Ao longo da trajetória de crescimento equilibrado do modelo de Solow, tem-se que o produto por trabalhador e o capital por trabalhador crescem, ambos, à taxa de crescimento constante da tecnologia g . Assim, vale a seguinte igualdade:

$$g_y = g_k = g, \quad (13)$$

em que g_y e g_k são, respectivamente, as taxas de crescimento do produto por trabalhador e do capital por trabalhador. Dessa forma, Jones (2000) considera que, no modelo de Solow com tecnologia, o progresso tecnológico é a fonte do crescimento sustentado do produto *per capita*.

A equação de acumulação de capital por trabalhador pode ser obtida considerando-se que, agora, a função de produção deve ser dada pela razão entre o produto e trabalho aumentado pela tecnologia. Portanto, a função de produção será dada em termos de $\tilde{k} \equiv K/AL$, que equivale a k/A . Assim:

$$\tilde{y} = \tilde{k}^\alpha, \quad (14)$$

em que $\tilde{y} \equiv Y/AL = y/A$. As razões \tilde{k} e \tilde{y} são denominadas, respectivamente, de capital-tecnologia e produto-tecnologia.

A força de trabalho da economia é dada pela expressão $L = L(t) = L_0 e^{nt}$. Aplicando logaritmos e derivando com relação ao tempo, chega-se à taxa de crescimento da força de trabalho, dada por:

$$\frac{\dot{L}}{L} = n. \quad (15)$$

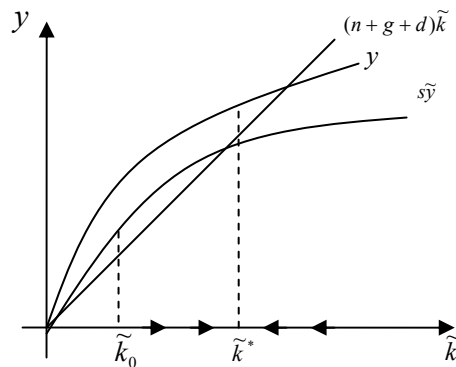
Tomando os logaritmos e derivando (14) com relação ao tempo, tem-se que:

$$\frac{\tilde{\dot{k}}}{\tilde{k}} = \frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{A}}{A} - \frac{\dot{L}}{L}. \quad (16)$$

Substituindo (9) em (16), obtém-se a equação de acumulação de capital por trabalhador com progresso tecnológico, dada por:

$$\tilde{\dot{k}} = s\tilde{y} - (n + g + d)\tilde{k}. \quad (17)$$

O diagrama de Solow com progresso tecnológico é representado pela Figura 12:



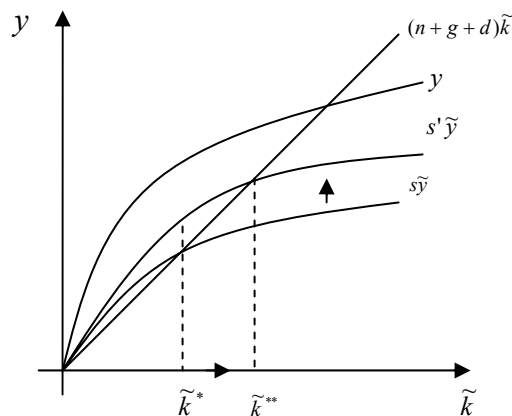
Fonte: Jones (2000).

Figura 12 – Diagrama de Solow com progresso tecnológico.

Nessa figura, considera-se que a produção é dada pela curva y e que o montante de investimento por trabalhador é representado pela curva $s\tilde{y}$; além disso, a linha de inclinação constante $(n + g + d)\tilde{k}$ fornece o novo investimento

per capita necessário para manter constante a razão capital/tecnologia. Percebe-se que, se a equação (17) resulta num valor positivo, o investimento por trabalhador será maior que o investimento necessário para manter constante a razão capital/tecnologia. Assim, a economia estará, a partir de \tilde{k}_0 , rumando para o estado estacionário (num processo conhecido como aprofundamento de capital), em que ela passa a crescer ao longo de uma trajetória de crescimento equilibrado. O estado estacionário é alcançado no nível \tilde{k}^* de acumulação de capital. Ademais, para dado nível de \tilde{k} , tem-se que o consumo da economia será fornecido pela diferença entre a produção y e o investimento $s\tilde{y}$.

A Figura 13 ilustra o caso de uma economia com progresso tecnológico que passa por um aumento na taxa de investimento.



Fonte: Jones (2000).

Figura 13 – Diagrama de Solow com progresso tecnológico e aumento no investimento.

A situação exposta pela Figura 12 expõe como os investimentos podem colaborar com o crescimento econômico. Supondo que a economia se encontra, inicialmente, no estado estacionário representado pelo nível \tilde{k}^* de razão capital/tecnologia e que a taxa de investimento aumente de s para s' (em virtude de um subsídio dado aos investimentos pelo governo, por exemplo), vê-se, pelo

diagrama, que essa mudança na política econômica faz com que, ao nível \tilde{k}^* , o investimento supere o montante necessário para manter constante a razão capital/tecnologia. Assim, \tilde{k} passa a crescer novamente, até o novo estado estacionário, dado por \tilde{k}^{**} . Esse movimento faz com que o nível de produção cresça mais rapidamente e, no estado estacionário, seja aumentado o produto *per capita* e o volume de riqueza. Isso mostra quão importantes são os investimentos e como seus efeitos podem se converter em crescimento econômico.

3.1. Crédito e crescimento econômico

A disponibilidade de crédito é outro fator que se configura como determinante do crescimento da economia. Para Lucas (1988), é especialmente importante o papel exercido pelos fatores financeiros na economia real, e a temática vem sendo cada vez mais discutida e abordada na literatura econômica.

No estudo da dinâmica das economias capitalistas, Schumpeter, citado por Pires (2005), estabelece que a ascensão de métodos inovativos em meio aos processos produtivos se daria, principalmente, por mecanismos de financiamento; assim, tais mecanismos poderiam se configurar como elementos essenciais no crescimento econômico.

Levine, também citado por Pires (2005), relaciona uma série de motivos que poderiam explicar como se dão os impactos da atividade financeira, através da concessão de crédito, nos setores produtivos. A queda nos custos de processamento de informação na atuação das instituições financeiras, um maior abrandamento dos riscos nos casos em que os bancos oferecem maior diversificação de ativos de investimento para os agentes poupadores, o impacto positivo sobre a mobilização das poupanças, a queda nos custos de transação proporcionada por inovações financeiras e o aumento da especialização no âmbito produtivo (que pode se converter em incrementos na produtividade da economia) podem ser citados como fatores que apontam para uma relação positiva entre a atividade bancária e o crescimento econômico.

Assim, se o sistema financeiro é capaz de ampliar a oferta de crédito, é possível dizer que a tendência é de que seja observado o aquecimento da economia pelos estímulos gerados no sistema produtivo. Porém, há de se destacar

que nem sempre tal relação direta pode se consubstanciar, uma vez que os fins de determinados tomadores de empréstimo podem não estar associados somente a atividades de produção ou consumo, mas a ações especulativas que não estão ligadas à economia real.

Dermigüç-Kunt e Levine (2008) fornecem algumas evidências empíricas de que sistemas financeiros mais desenvolvidos podem se converter em elementos importantes para a consolidação de crescimento da atividade econômica. Para os autores, países que possuem um sistema financeiro mais saudável e que funcione melhor isolam mais facilmente possíveis restrições financeiras que impeçam a expansão das firmas e da indústria como um todo. Porém, eles ressaltam que garantias à estabilidade macroeconômica para o funcionamento desses sistemas devem ser asseguradas, e que o governo possui um importante papel a cumprir como regulador.

3.2. Educação e crescimento econômico

O aperfeiçoamento do capital humano também repercute positivamente no crescimento da atividade produtiva. Jones (2000) estabelece uma versão simplificada do arcabouço teórico desenvolvido por Mankiw et al. (1992) ao substituir, na função de produção (7), o insumo trabalho (L) pelo trabalho qualificado H . Este é acumulado pelas pessoas à medida em que elas gastam tempo em especialização e aquisição de conhecimento (como os estudantes frequentando a escola). Assim,

$$Y = K^\alpha (AH)^{1-\alpha}. \quad (18)$$

Denotando u como a fração de tempo, dada exogenamente, que as pessoas dedicam ao aprendizado e sendo L a mão-de-obra não-qualificada, supõe-se então que esta mão-de-obra não qualificada gera o trabalho qualificado conforme

$$H = e^{\gamma u} L, \quad (19)$$

em que ψ é uma constante positiva. Dessa forma, se ocorre aumento em u , uma unidade de trabalho não-qualificado aumentará as unidades efetivas de trabalho qualificado H em $\psi\%$. Isso pode ser visto tomando-se os logaritmos de (19) e derivando com relação a u , o que leva a:

$$\frac{d \ln H}{du} = \psi . \quad (20)$$

Considera-se que o capital físico é acumulado da mesma forma que (9), ou seja,

$$\dot{K} = s_K Y - dK , \quad (21)$$

em que s_K é a taxa de investimento em capital físico.

Representando (18) em termos de produto por trabalhador analogamente à equação (11) nas variáveis Y , K e H , obtém-se a seguinte formulação para a função de produção:

$$\frac{Y}{L} = \left(\frac{K}{L} \right)^\alpha \left(\frac{AH}{L} \right)^{1-\alpha} \Rightarrow y = k^\alpha (Ah)^{1-\alpha} . \quad (22)$$

Portanto, de (19), tem-se que $h = H / L = (e^{\psi u} L) / L = e^{\psi u}$ é a constante que representa a fração de tempo despendido pelas pessoas no acúmulo de habilidades.

Ao dividir-se a expressão (22) por Ah , obtém-se:

$$\hat{y} = \hat{k}^\alpha , \quad (23)$$

sendo $\hat{y} \equiv y / Ah$ e $\hat{k} \equiv k / Ah$. E, assim como a expressão (17), considera-se que a equação de acumulação de capital por trabalhador, com qualificação da mão-de-obra, pode ser escrita como

$$\dot{\hat{k}} = s_K \hat{y} - (n + g + d)\hat{k}. \quad (24)$$

Para encontrar os valores de \hat{k} e \hat{y} no estado estacionário, faz-se $\dot{\hat{k}} = 0$ (de tal sorte que o montante de capital por trabalhador permaneça constante); substituindo-se este valor em (24) e após algumas manipulações algébricas, tem-se que:

$$y^*(t) = \left(\frac{s_K}{n + g + d} \right)^{\alpha/1-\alpha} hA(t). \quad (25)$$

A expressão (25), assim, demonstra que o tempo h que as pessoas despendem acumulando habilidades possui relação direta com o produto por trabalhador ao longo da trajetória de crescimento equilibrado; desse modo, é possível que incrementos na educação da população exerçam impactos positivos no nível de atividade econômica.

3.3. O resíduo de Solow

O artigo de Solow (1957) representou o princípio de uma abordagem teórica mais profunda com respeito ao crescimento econômico. Em sua pesquisa, o autor propôs a realização de uma análise voltada à desagregação do crescimento econômico entre os já conhecidos fatores de produção dados pelo capital e pelo trabalho e um novo elemento passível de estudo, denominado por ele de mudança tecnológica, ou simplesmente tecnologia.

Este progresso tecnológico seria um componente meramente residual, mas não menos importante, em termos quantitativos, para a explicação do crescimento. Ele concentraria toda a parcela desse crescimento que não poderia ser explicada pela elevação dos fatores de produção usuais. Assim, seria a representação da simples evolução da produtividade desses fatores; esse componente recebeu a denominação de resíduo de Solow, que passou a caracterizar o crescimento da Produtividade Total dos Fatores (PTF).

A quantificação dessa variável, porém, seria o maior problema para a sua investigação prática nos estudos de crescimento econômico. Todavia, dada a

consideração do caráter residual para a evolução PTF, Solow demonstrou que ela poderia ser obtida quantitativamente a partir de uma função de produção do tipo

$$Y = AK^\alpha L^\gamma, \quad (26)$$

em que A seria um termo de produtividade “Hicks-neutro” incorporado inicialmente aos fatores de produção.

Tomando-se os logaritmos de (26) e derivando com relação ao tempo, obtém-se a seguinte expressão:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{\dot{K}}{K} + \gamma \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{A}}{A}, \quad (27)$$

que representaria, assim, o crescimento como uma média ponderada do crescimento do capital e do trabalho, mais a taxa de crescimento da tecnologia A . O termo \dot{A}/A seria, então, segundo Jones (2000), o resíduo de Solow, ou o que acabaria por denotar o crescimento da PTF.

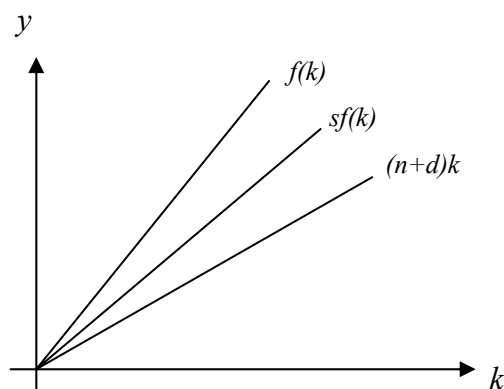
Como fator explicativo do crescimento econômico, torna-se relevante a investigação acerca de quais seriam os elementos que poderiam impactar o crescimento deste índice de produtividade, dado que, ao serem criadas condições para a elevação do produto sem aumentos expressivos nos fatores de produção, consolidam-se significativamente as possibilidades de obtenção de crescimento sustentado da economia.

3.4. Outras abordagens de crescimento econômico

Uma das principais premissas do modelo de Solow é a de que o crescimento econômico de longo prazo é determinado unicamente pela taxa de progresso tecnológico exógeno (BERNANKE; GÜRKAYNAK, 2001). A fim de testar outras possibilidades, alguns autores passaram a considerar novos tipos de abordagens para o crescimento econômico; mais especificamente, foi elaborada uma série de modelos que incorporam, endogenamente, os determinantes do crescimento apontados por Solow.

Esses autores estabeleceram que os rendimentos decrescentes do capital indicados no modelo de Solow configuravam uma limitação para o estudo do crescimento de longo prazo. Era necessário considerar o progresso tecnológico como um processo de geração de novas idéias, para que dessa forma a economia pudesse escapar dos rendimentos decrescentes do capital no longo prazo. Assim, em meados dos anos de 1980, tornou-se uma prioridade, nos estudos relacionados ao crescimento econômico, alcançar um arcabouço teórico que fosse além do tratamento exógeno dado ao progresso tecnológico a partir da consideração desse fenômeno de forma endógena. Isso poderia fazer com que os rendimentos passassem a ser crescentes, traduzindo-se, portanto, em efeitos permanentes da taxa de investimento sobre o crescimento de equilíbrio no longo prazo (BARRO; SALA-i-MARTIN, 2004).

Isso é, de certa forma, refletido pelo modelo de crescimento endógeno mais simples que supõe, como contraposição à abordagem proposta por Solow (1957), uma função de produção $f(k)$ com inclinação constante, ou seja, no formato de uma linha reta. Ao assumir que o produto é uma função apenas do capital, determina-se, assim, que o produto marginal do capital é constante. A curva da taxa de poupança $sf(k)$, igualmente à função de produção, também é dada por uma linha reta, acima da linha do investimento necessário $(n+d)k$ para a obtenção do equilíbrio (DORNBUSCH et al., 2009). A Figura 14 expõe a esquematização gráfica do modelo.



Fonte: Dornbusch et al. (2009).

Figura 14 – Diagrama de crescimento endógeno.

Dessa forma, percebe-se que a poupança sempre supera a taxa de investimento necessário, e que quanto maior a taxa de poupança, maior será o hiato da poupança sobre o investimento necessário, e mais rápido será o crescimento (DORNBUSCH et al., 2009).

O artigo de Barro (1990) retrata essa nova concepção teórica de crescimento acrescentando, ao lado do capital, a quantidade de serviços oferecidos pelo governo como insumo produtivo. A hipótese é de que a taxa de crescimento da economia e a taxa de poupança crescem à razão determinada entre gastos públicos produtivos e o produto da economia. Se a função de produção possui o formato Cobb-Douglas com um expoente retratando esses serviços públicos, tem-se que as maximizações da taxa de crescimento econômico e da utilidade do agente representativo da economia são dadas quando a razão entre gastos públicos e o produto é igual à magnitude do parâmetro de serviços públicos.

É fundamental também que se destaque o papel exercido pela pesquisa e desenvolvimento e capital humano no crescimento endógeno. Sinteticamente, os modelos mais simples de crescimento endógeno dizem que, se há retornos constantes para o capital, então haverá retornos crescentes de escala para todos os fatores de produção em conjunto, pois se a duplicação do capital por uma firma dobra o produto, é razoável supor que a duplicação de todos os fatores de produção resulte num produto mais do que duplicado (DORNBUSCH et al., 2009).

Assim, quanto maiores as empresas, mais eficientes elas seriam, de modo que, ao longo do tempo, uma única empresa dominaria a economia. Para que os princípios microeconômicos de concorrência perfeita não sejam violados, supõe-se que alguns benefícios do capital são externos à realidade da firma, fazendo com que a empresa que aumenta o capital eleve o seu produto, e que o mesmo ocorra em outras firmas. Assim, num cenário em que o retorno privado apresenta retornos constantes para todos os fatores, não haveria tendência à monopolização (DORNBUSCH et al., 2009).

A partir desse contexto teórico, Romer (1986) separa os retornos privados do capital dos retornos sociais. A noção básica é de que há substanciais retornos externos ao capital; entra em cena, então, o papel do capital humano e as externalidades positivas associadas a maiores investimentos nesse fator, ou seja,

no investimento em conhecimento. Cada nova idéia originada desses investimentos torna possível a obtenção de uma outra idéia ainda mais inovadora, de tal sorte que o conhecimento possa, assim, crescer indefinidamente. Assim, segundo Dornbusch et al. (2009), dentro do arcabouço teórico dos modelos de crescimento endógeno, investimentos em capital humano e em pesquisa e desenvolvimento tornam-se essenciais para a compreensão do crescimento de longo prazo.

Outras modelagens mais avançadas de crescimento endógeno ganharam espaço, ao longo do tempo, na literatura macroeconômica. Lucas (1988) formula uma teoria na qual se supõe a existência de uma taxa de crescimento populacional não estimulada por fatores exógenos. Consideram-se dois tipos de capital: o capital físico, e o capital humano capaz de conduzir ao aprimoramento da produtividade e à elevação do emprego dos fatores de produção. O desenvolvimento desse capital humano é o elemento capaz de gerar “efeitos de espraiamento”⁹ para toda a economia, fazendo com que cada produtor tire o melhor proveito do nível médio de conhecimento existente. O modelo teórico derivado desse trabalho é recorrentemente denominado na literatura como modelo Uzawa-Lucas, uma vez que utiliza alguns conceitos identificados por Uzawa (1964) no estudo dos efeitos de avanços no conhecimento sobre o crescimento econômico.

⁹ Tradução livre para a expressão em inglês “*spillover effects*”.

4. REFERENCIAL ANALÍTICO

Este trabalho procura realizar uma investigação acerca dos efeitos causados no longo prazo pelos investimentos em infra-estrutura, pelo crédito rural e pela educação dos trabalhadores agrícolas no PIB e na PTF da agropecuária brasileira, além de detectar possíveis relações de causalidade entre essas variáveis.

O procedimento para investigar se as variáveis consideradas neste trabalho mantêm relação de longo prazo com o PIB e a PTF da agropecuária encontra respaldo teórico no conceito, amplamente difundido em econometria, de cointegração, estudado dentro dos conceitos de séries temporais. Ou seja, quando se diz que duas séries temporais são cointegradas, ou que uma delas cointegra com a outra, significa simplesmente que as mesmas guardam, entre si, uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio. Algo extremamente importante, dado que a teoria econômica freqüentemente é abordada em termos de equilíbrio (GUJARATI, 2006).

No caso da análise voltada para a PTF, é preciso que se obtenha uma medida adequada sobre este índice de produtividade. Portanto, primeiramente, serão expostas considerações com respeito ao método de obtenção da série da PTF da agropecuária brasileira para o período entre 1974 e 2005.

Em seguida, esclarecem-se os passos que serão seguidos para que se obtenham as evidências de existência (ou inexistência) de cointegração entre as variáveis incluídas nesta pesquisa e o produto e produtividade da agropecuária.

Serão mostradas, ainda, as formas das equações a serem estimadas, bem como considerações relacionadas à coerência dos sinais das estimativas a serem obtidas.

Ademais, serão mostrados também os conceitos inerentes aos testes de causalidade utilizados neste trabalho. A investigação a respeito da causalidade entre os investimentos em infra-estrutura, montante de crédito rural, a educação e o PIB e PTF da agropecuária é importante pois pode apontar o sentido de precedência nas relações (se elas existirem) mantidas pelas variáveis entre si.

Finalmente, apresentam-se as descrições em detalhes das variáveis colhidas para a pesquisa, as fontes nas quais elas foram encontradas e alguns dos tratamentos utilizados para elas.

4.1. Estimação da PTF

É possível encontrar diversos métodos para a obtenção da PTF de um determinado setor ou da economia de um país. Neste trabalho, o procedimento será econométrico e terá como base o artigo de Solow (1957), no qual é desenvolvida uma espécie de contabilidade do crescimento em que se demonstra como poderia ser medido o progresso tecnológico (ou crescimento da PTF) a partir de uma função do tipo Cobb-Douglas.

Dentro desta abordagem, considera-se que as variações no produto que não são explicadas por variações no emprego dos fatores de produção capital e trabalho são explicadas pela PTF. Assim, a PTF pode ser dada como o resíduo da estimação de uma função de produção.

Portanto, analogamente a Mendes e Teixeira (2006), procedendo-se à estimação, por mínimos quadrados ordinários (MQO), da equação

$$\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln K_t + \beta_3 \ln L_t + \varepsilon_t, \quad (28)$$

em que Y_t representa o PIB agropecuário, K_t o capital agropecuário e L_t o trabalho no setor agropecuário medidos no tempo t , obtém-se as medidas das elasticidades do produto em relação ao capital e ao trabalho – dadas, respectivamente, por β_2 e β_3 . Convém destacar que os resíduos dados por ε_t na

equação (28) estão logaritizados, uma vez que a especificação funcional adotada é log-log.

A estimação do estoque de capital do setor agropecuário foi feita com o uso do método do inventário permanente. A princípio, parte-se da lei de movimento do capital, dada por

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t, \quad (29)$$

em que δ é a taxa de depreciação do capital agropecuário, e I é o investimento realizado no período em estudo. Generalizada, a expressão assume a seguinte forma:

$$K_t = (1 - \delta)^t K_0 + \sum_{j=0}^{t-1} (1 - \delta)^j I_{t-j}. \quad (30)$$

A partir desta definição, e adotando o raciocínio proposto por Young (1995), alcança-se a equação utilizada para a determinação do estoque de capital inicial K_0 :

$$K_0 = \frac{I_0}{(\delta + g)}, \quad (31)$$

sendo g a taxa média de crescimento do investimento no período anterior ao do estoque de capital inicial. Procedeu-se da mesma forma que Barros (1999) para a escolha da taxa de depreciação considerada neste trabalho, que foi de 6%.

Assim, de posse das variáveis componentes da função de produção (28), tem-se que

$$\hat{\varepsilon}_t = \ln \hat{Y}_t - \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \ln K_t + \hat{\beta}_3 \ln L_t \quad (32)$$

representa o logaritmo da PTF. Para a obtenção da série da PTF, toma-se o antilogaritmo destes resíduos.

Esse procedimento, apesar de não fornecer vestígios claros acerca da significância estatística da elasticidade do PIB do setor agropecuário em relação à PTF, de uma forma tal que se determine uma dimensão do grau de impacto que a evolução tecnológica exerce no crescimento da atividade do setor, pode fornecer estimativas plausíveis a respeito do comportamento da produtividade ao longo do período observado.

4.2. Metodologia

A análise de cointegração entre duas ou mais séries temporais está intimamente ligada à definição destas como não-estacionárias. Uma série é tida como não-estacionária se a sua média e/ou variância não são constantes ao longo do tempo¹⁰. Séries temporais não-estacionárias são comumente designadas como modelos de passeio aleatório. Esse comportamento não-estacionário em tais modelos pode ser devido tanto à presença de um componente determinístico (nos quais os desvios em torno da tendência são puramente aleatórios e diminuem no desenvolvimento de longo prazo da série) quanto de um componente estocástico (que afeta permanentemente o curso de longo prazo da série). É possível também que a série seja não-estacionária sem a presença de quaisquer desses componentes; em tais casos, é definida como passeio aleatório puro, ou sem deslocamento (GUJARATI, 2006).

Os procedimentos mais utilizados para comprovar se uma série temporal é estacionária ou não são dados pelos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller aumentado (ADF), que são explicados com detalhes na seção a seguir.

4.2.1. Testes de raiz unitária DF e ADF

O primeiro passo para a realização do teste é considerar o seguinte modelo:

¹⁰ Na verdade, Greene (2002) considera tais séries como “fracamente não-estacionárias”. Assim, por definição, uma série temporal $\{z_t\}_{t=-\infty}^{t=\infty}$ é “fracamente estacionária” se $E[z_t]$ é finita e igual para qualquer t , e se a covariância entre duas observações quaisquer $\text{cov}[z_t, z_{t-k}]$ é uma função (finita) dos parâmetros do modelo e da distância k existente entre elas.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, \quad (33)$$

em que o termo u_t é um erro “ruído branco”¹¹. Realiza-se, a seguir, o teste da hipótese nula de que $\rho = 1$, contra a hipótese alternativa de que $\rho < 1$. No caso de a hipótese nula não ser rejeitada, tem-se que (33) determina um passeio aleatório sem deslocamento, caracterizando assim a presença de uma raiz unitária na série de Y_t , o que a define, dessa forma, como não-estacionária. Tais séries são ditas integradas de ordem I , ou $I(1)$, e de acordo com Gujarati (2006), tornam-se estacionárias em suas primeiras diferenças¹².

Quando se toma Y_t em sua primeira diferença, subtraindo uma defasagem de Y_t dos dois lados de (33), chega-se a:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \Rightarrow \Delta Y = \varphi Y_{t-1} + u_t, \quad (34)$$

em que Δ é o operador de primeiras diferenças e $\varphi = \rho - 1$.

Assim, para que se verifique se $\rho = 1$, reformula-se o teste, considerando, agora, o modelo dado por (34), sendo que a hipótese nula passa a denotar $\varphi = 0$. Nos casos de não rejeição da hipótese nula, (34) se torna $\Delta Y_t = u_t$, e dado que u_t é um ruído branco, tem-se que este processo é estacionário (o que já era esperado, uma vez que a primeira diferença de um passeio aleatório, de acordo com o afirmado anteriormente, é estacionária).

Gujarati (2006) argumenta, porém, que as estatísticas t do teste de raiz unitária não se enquadram na distribuição de Student usual, nem mesmo em amostras grandes. Assim, utilizam-se valores da estatística τ , tabulados por Dickey e Fuller, que acabaram por dar seus nomes à denominação do teste.

São três as possibilidades consideradas para a execução do teste DF:

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + u_t, \quad (35)$$

¹¹ Processo no qual a média é zero, a variância é constante e os erros não são autocorrelacionados.

¹² Uma série temporal é classificada como integrada de ordem d , ou seja, $I(d)$, se ela precisa ser tomada em sua d -ésima diferença para que se torne estacionária. Séries $I(0)$ são naturalmente estacionárias, não necessitando que se tomem suas diferenças em qualquer ordem.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \varphi Y_{t-1} + u_t, \quad (36)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varphi Y_{t-1} + u_t. \quad (37)$$

Nas equações (36) e (37), β_1 e t denotam intercepto e tendência (ou variável de “tempo”), respectivamente. Para as equações (35) a (37), considera-se como hipótese nula $\varphi = 0$, ou seja, existe uma raiz unitária.

Nos casos de o termo de erro u_t ser autocorrelacionado, procede-se ao teste DF aumentado pela inclusão de defasagens da variável dependente em número suficiente para a obtenção de um novo termo de erro ε_t que não esteja autocorrelacionado. O teste passa a ser denominado ADF, valendo, ainda, os mesmos valores críticos que aqueles considerados para o teste DF. Dessa forma, sob a abordagem do teste ADF, as equações (35) a (37) adquirem os seguintes formatos:

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (38)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \varphi Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (39)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varphi Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (40)$$

Na forma ADF, a hipótese nula continua sendo de que $\varphi = 0$. Assim, de modo geral: no caso de rejeição dessa hipótese nula, conclui-se que a série Y_t é estacionária; se o resultado indica que a hipótese nula não deve ser rejeitada, a série Y_t é não-estacionária (sendo a sua primeira diferença, estacionária).

4.2.2. Análise de cointegração

Quando se procede à análise de regressão envolvendo duas séries temporais não-estacionárias, ocorre o que Gujarati (2006) descreve como fenômeno da regressão espúria: mesmo não havendo motivos para assumir a

existência de relações significativas entre as variáveis, obtêm-se um R^2 alto, parâmetros estatisticamente diferentes de zero e ausência de autocorrelação.

Nesses casos, a recomendação usual geralmente encontrada na literatura mostra, como afirmado na seção anterior, que a análise pode ser desenvolvida por meio do uso de séries diferenciadas. O problema é que o uso de variáveis diferenciadas, segundo Enders (1995), leva à captação de relações pertencentes intrinsecamente ao curto prazo, eliminando a possibilidade de verificação de possíveis aspectos de longo prazo existentes entre as séries em estudo. Para apreciação estatística de longo prazo entre variáveis não-estacionárias, é necessária a utilização do conceito, introduzido por Engle e Granger (1987), de cointegração entre elas.

A idéia básica do conceito de cointegração, de acordo com Gujarati (2006), é que variáveis não-estacionárias podem manter trajetórias que se acompanham, ou seja, podem caminhar juntas, estabelecendo assim uma relação de equilíbrio de longo prazo. Enders (1995) formaliza a noção de cointegração entre n variáveis considerando, primeiramente, a existência do vetor de variáveis $\mathbf{Y}_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})$. As séries $Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt}$ são cointegradas de ordem (d, b) , ou seja, $Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt} \sim CI(d, b)$, somente se: i) todos os elementos do vetor \mathbf{Y}_t forem integrados de ordem d , o que pode ser representado por $\mathbf{Y}_t \sim I(d)$; ii) existe um vetor $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear das séries $Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt}$, dada pelo produto interno $\boldsymbol{\beta}\mathbf{Y}_t = \beta_1 Y_{1t} + \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt}$, é integrada de ordem $(d - b)$, com $b > 0$ e $\boldsymbol{\beta}$ sendo denominado como o vetor de cointegração. Para os estudos de relações econômicas, o interesse reside nos casos em que $d = b$, ou seja, nos casos em que esta combinação linear é classificada como estacionária.

Supondo uma relação entre, por exemplo, três variáveis $Y_t \sim I(1)$, $X_t \sim I(1)$ e $Z_t \sim I(1)$ dada por $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 Z_t$, ocorrerá o equilíbrio de longo prazo quando $0 = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t - \beta_2 Z_t$. Tal exatidão na relação entre variáveis não ocorre na prática e, dessa forma, o desvio do equilíbrio de longo prazo será representado por $\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t - \beta_2 Z_t$, sendo que o mesmo deve

oscilar em torno de zero para que este equilíbrio possa realmente existir. Assim, deve-se ter ε_t estacionário, ou seja, $\varepsilon_t \sim I(0)$ com $E(\varepsilon_t) = 0$.

Portanto, para o caso de análise de cointegração entre duas variáveis Y_t e X_t , percebe-se, pelo exposto, que ambas devem possuir a mesma ordem de integração, e que a combinação linear por elas formada deve ser estacionária. Em termos formais, isso equivale a dizer que: se $Y_t \sim I(1)$, $X_t \sim I(1)$ e $\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \sim I(0)$, então $Y_t, X_t \sim CI(1,1)$, ou seja, as variáveis cointegram, sendo o vetor de cointegração dado por $\beta = [1 \quad -\beta_0 \quad -\beta_1]'$. Neste caso, pode-se afirmar que existe somente uma combinação linear estacionária entre Y_t e X_t , tal que esta combinação representa a única relação de equilíbrio de longo prazo existente entre elas. Geralmente, se o vetor Y_t possui n variáveis, é possível determinar $r \leq n - 1$ vetores de cointegração.

Engle e Granger (1987) afirmam que, mesmo diante da constatação de existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, é possível ainda que se identifique um padrão de desequilíbrio de curto prazo presente nesta relação. Assim, deveria haver algum termo de correção de curto prazo que conduzisse estas variáveis ao equilíbrio. Tal termo existe e faz parte daquilo que ficou conhecido como mecanismo de correção de erros.

Fazendo uso da proposta de Ferreira e Malliagos (1998) utilizada para a verificação dos efeitos dos investimentos públicos sobre o PIB e a PTF da economia brasileira, este termo não será discutido na apresentação dos resultados do presente trabalho, dado que a pesquisa está voltada somente para as possíveis relações de cointegração existentes entre as séries consideradas. Ora, serão analisados, na apreciação das relações de longo prazo, apenas a magnitude das elasticidades obtidas por meio da estimação executada, de modo a determinar o grau do impacto exercido pelas variáveis no PIB e na PTF da agropecuária ao longo do tempo. Todavia, o termo de correção de erros será mencionado algumas vezes neste capítulo a título de complementação teórica.

Os dois procedimentos mais utilizados na literatura, na realização de testes de cointegração, são os propostos por Johansen (1988) e Engle e Granger (1987). O primeiro vem sendo largamente usado na literatura, pois supera algumas deficiências do segundo. Enders (1995) enumera, como uma das falhas do método

de Engle e Granger (1987), o fato de este usar dois estágios para a verificação de cointegração: a execução da regressão entre duas variáveis quaisquer, e, em seguida, a verificação da estacionariedade da série diferenciada dos seus resíduos. Na eventualidade de o pesquisador incorrer em algum erro na primeira etapa, este mesmo erro é forçosamente conduzido para a segunda etapa da análise, comprometendo, assim, a validade das conclusões obtidas.

Outra falha decorre do fato de que, na escolha de duas variáveis, os resultados acerca da estacionariedade dos resíduos das regressões entre estas mesmas podem ser ambíguos, dependendo de qual delas seja escolhida como o regressando. Isto pode gerar incertezas sobre a existência de relação de cointegração entre estas variáveis. A equivalência nos resultados dos testes de estacionariedade dos resíduos só é alcançada em grandes amostras, as quais costumam estar pouco disponíveis para estudos empíricos.

Portanto, em face destes diagnósticos, optou-se pela utilização, neste trabalho, da abordagem de cointegração pelo método de Johansen (1988).

O método de Johansen estima os vetores de cointegração por Máxima Verossimilhança e baseia-se na relação entre o posto¹³ de uma matriz e seus autovalores. Os testes inserem-se dentro da abordagem de modelos de vetores auto-regressivos (*VAR*). Para ilustrar melhor como o procedimento se desenvolve, considerando um dado vetor \mathbf{Y}_t com n variáveis, especifica-se, *a priori*, um modelo *VAR* contendo p defasagens [*VAR*(p)], que, em forma matricial, pode ser dado por:

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{\Theta}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\Theta}_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\Theta}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (41)$$

em que \mathbf{Y}_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, \mathbf{Y}_{t-j} , $j = 1, 2, 3, \dots, p$ são os vetores $n \times 1$ das variáveis defasadas, $\boldsymbol{\delta}$ é um vetor $n \times 1$ de interceptos, $\boldsymbol{\Theta}_i$, $i = 1, 2, 3, \dots, p$ são matrizes $n \times n$ de coeficientes a serem estimados e $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é um vetor $n \times 1$ de erros aleatórios com $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{0}$ e $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') = \boldsymbol{\Omega}$, que é a matriz de variâncias e de covariâncias dos erros.

¹³ O posto de uma matriz é o número máximo de linhas (ou colunas) linearmente independentes pertencentes à mesma.

A especificação da equação (41) pode ser modificada, de acordo com Verbeek (2000), para a seguinte forma reparametrizada:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\Gamma}_2 \Delta \mathbf{Y}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_{p-1} \Delta \mathbf{Y}_{t-(p-1)} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (42)$$

que, de maneira mais compacta, pode ser dada por

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\delta} + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{Y}_{t-i} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (43)$$

em que $\boldsymbol{\Pi} \equiv -(\mathbf{I} - \boldsymbol{\Theta}_1 - \dots - \boldsymbol{\Theta}_p)$, $\boldsymbol{\Gamma}_i = -\sum_{j=i+1}^p \boldsymbol{\Theta}_j$, com $i = 1, \dots, p-1$ e \mathbf{I} = matriz identidade de ordem $n \times n$. Denomina-se o modelo representado pela equação (43) de Modelo de Correção de Erro Vetorial, ou *VEC*.

A determinação do número de vetores de cointegração presentes no modelo se dá por meio da análise do posto r da matriz $\boldsymbol{\Pi}$ [denominada por Verbeek (2000) como a matriz das propriedades dinâmicas de longo prazo do vetor \mathbf{Y}_t]. São possíveis os seguintes casos: se o posto é nulo ($r = 0$), a matriz $\boldsymbol{\Pi}$ será nula e a equação (40) expressará, assim, um simples modelo *VAR* tomado na primeira diferença do vetor \mathbf{Y}_t ; se o posto é máximo ($r = n$), então as variáveis do vetor \mathbf{Y}_t serão classificadas como estacionárias, de modo que a questão de cointegração entre elas mesmas deixará de ser pertinente; se o posto é tal que $1 \leq r < n$, existirão r vetores de cointegração que determinarão as relações de longo prazo entre as variáveis. Ademais, neste último caso, o termo $\boldsymbol{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1}$ será reconhecido como o termo de correção de erros, responsável por retirar as variáveis de desequilíbrio no curto prazo e fazê-las convergir rumo ao equilíbrio de longo prazo.

É na admissão dessa situação para o posto de $\boldsymbol{\Pi}$ que a equação (43) passa a denotar um modelo de correção de erros vetorial. Considera-se, a partir daí, que no termo $\boldsymbol{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1}$ a matriz $\boldsymbol{\Pi}$ pode ser definida pela seguinte igualdade:

$$\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}'. \quad (44)$$

Nessa equação, α representa a matriz dos coeficientes de ajustamento, que determinam a velocidade do processo de ajuste dinâmico do curto prazo para o longo prazo, e β' é a matriz dos coeficientes das relações de cointegração.

Assim, substituindo (44) em (43), o terceiro termo do lado direito da equação (43) poderá ser dado por $\alpha\beta'Y_{t-1}$. Este será, então, o termo de longo prazo do modelo de correção de erros vetorial em (43), enquanto os termos $\Gamma_i\Delta Y_{t-i}$, nessa equação, representarão as relações de curto prazo. Ressalta-se que, neste trabalho, tais coeficientes de curto prazo não serão discutidos, assim como também não serão feitas análises sobre o mecanismo de correção de erros. Serão destacadas apenas as relações estritas de longo prazo entre o PIB e a PTF da agropecuária e seus determinantes; sendo assim, estarão sob estudo apenas os resultados de cointegração representados pelo produto interno $\beta'Y_{t-1}$.

Dado que o posto de uma matriz é igual ao número de seus autovalores diferentes de zero, pode-se, a partir desta definição, determinar o número de vetores de cointegração por meio de análises de significância dessas raízes características de Π . Assim, se as variáveis não cointegram, então todos os autovalores de Π são iguais a zero, sendo o seu posto, portanto, igual a zero. Em contrapartida, se os n autovalores dessa matriz são ordenados de forma decrescente, tal que $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_n$, tem-se que: para o caso de o posto de Π ser igual a 1 ($r = 1$), a primeira raiz característica ($\hat{\lambda}_1$) será diferente de zero e as $n - 1$ raízes restantes serão iguais a zero; na ocorrência de $r = 2$, $\hat{\lambda}_1$ e $\hat{\lambda}_2$ serão diferentes de zero e as $n - 2$ raízes restantes serão iguais a zero, e assim sucessivamente.

Dois critérios práticos foram criados para a verificação estatística dos autovalores da matriz Π (ou seja, verificação estatística do posto desta matriz) e conseqüente identificação de existência ou não de relações de cointegração: o teste do traço, cuja estatística, em geral, é denotada pelo símbolo $\lambda_{traço}$, e o teste do máximo autovalor, de estatística λ_{max} (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990).

Segundo Enders (1995), o primeiro testa a hipótese nula de que o posto da matriz Π (ou seja, o número de vetores de cointegração existentes) é menor ou igual a r ; a estatística é dada por

$$\lambda_{\text{traço}}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (45)$$

em que os $\hat{\lambda}_i$ representam as estimativas dos autovalores de $\mathbf{\Pi}$, e T , o número de observações. Assim, à medida que os $\hat{\lambda}_i$ crescem, mais negativo torna-se o termo $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$, de modo que a estatística $\lambda_{\text{traço}}$ será cada vez maior.

O outro teste, denominado teste do máximo autovalor, é tal que a hipótese nula afirma quanto à existência de r vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há $r+1$ vetores de cointegração. A seguir, é mostrada a estatística do teste, conforme Enders (1995):

$$\lambda_{\text{max}}(r_0) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}), \quad (46)$$

tal que, analogamente à equação (45), em situações nas quais o autovalor está mais próximo de zero, menor será o valor da estatística do teste.

Esses são os dois procedimentos dos quais o presente trabalho lança mão para investigar as possíveis relações de longo prazo entre as variáveis consideradas. É necessário, ainda, que sejam realizados testes de significância acerca dos parâmetros dos vetores de cointegração. Estes parâmetros representarão as elasticidades do PIB ou da PTF da agropecuária em relação aos determinantes considerados. Na realização desse tipo de procedimento, Coelho (2002) faz uso do teste de razão de verossimilhança (teste LR, ou *log likelihood ratio test*), que analisa a relevância das variáveis no espaço de cointegração, ou seja, investiga se os coeficientes encontrados são ou não estatisticamente significativos.

Assim, são construídas razões de verossimilhança que envolvem os modelos com e sem restrição sobre os parâmetros. Os testes são implementados de acordo com a seguinte equação da estatística de razão de verossimilhança:

$$-2 \ln Q(H_0) = T \sum_{i=1}^r \ln \left[\frac{(1 - \lambda_i^*)}{1 - \hat{\lambda}_i} \right] \sim \chi^2_{r(n-m)}, \quad (47)$$

em que T representa o número de observações; r , o número de vetores de cointegração; λ_i^* são os autovalores do modelo restrito; $\hat{\lambda}_i$ são os autovalores do modelo irrestrito; n , o número de variáveis; e m , o número de coeficientes β não restritos.

Caso o valor encontrado para a estatística de razão de verossimilhança seja menor do que o valor crítico, não se rejeita a validade do modelo com a restrição de que o parâmetro é igual a zero. No entanto, se o valor obtido for maior do que o valor crítico, rejeita-se a validade do modelo com restrição, e conclui-se que o parâmetro é estatisticamente diferente de zero.

É importante, ainda, dizer que os resultados de cointegração são sensíveis à formulação inicial do modelo *VAR*. Neste quesito, dois pontos merecem atenção: o da definição acerca do número de defasagens que será contido no modelo (ou seja, a definição quanto à ordem do *VAR*), a ser resolvido pela minimização dos Critérios de Informação de Akaike (CIA), Schwarz (CIS) e de Hannan-Quinn (HQ); e o da inclusão de termos deterministas (constante e/ou tendência) no modelo, cuja decisão pode ser embasada na verificação da significância estatística desses termos.

4.2.3. Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger será realizado de modo a verificar o sentido de precedência no tempo entre as variáveis consideradas. Admitindo-se que a intenção seja de testar em que sentido duas variáveis hipotéticas representadas por Y_t e X_t se causam, o teste, de acordo com Gujarati (2006), propõe a execução da regressão das seguintes equações:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}, \quad (48)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \lambda_j Y_{t-j} + u_{2t}. \quad (49)$$

Pressupõe-se que os termos de erro u_{1t} e u_{2t} não sejam correlacionados. Os testes são realizados da seguinte forma: nos casos de causalidade de X_t para Y_t , constata-se que os coeficientes estimados das defasagens de X_t em (48) são, tomados em conjunto, estatisticamente diferentes de zero ($\alpha_i \neq 0, \forall i = 1, \dots, n$), enquanto os coeficientes das defasagens de Y_t em (49) não são estatisticamente diferentes de zero ($\lambda_j = 0, \forall j = 1, \dots, n$); para evidências de causalidade de Y_t para X_t , os parâmetros das defasagens de Y_t em (49) devem ser, em sentido estatístico, diferentes de zero ($\lambda_j \neq 0, \forall j = 1, \dots, n$), enquanto os parâmetros das defasagens de X_t em (48) devem ser estatisticamente iguais a zero ($\alpha_i = 0, \forall i = 1, \dots, n$).

Evidências de relações de causalidade bilateral são detectadas quando os conjuntos dos coeficientes das defasagens de Y_t e X_t são estatisticamente diferentes de zero em (48) e (49). Haverá independência quando esses conjuntos de coeficientes não forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

Deve-se destacar que os testes devem ser executados somente com variáveis estacionárias. Assim, no caso de as variáveis não serem estacionárias, deve-se usar as mesmas diferenciadas até que elas sejam estacionárias (GUJARATI, 2000).

4.3. Modelo Analítico

As relações de longo prazo mantidas pelo PIB e pela PTF da agropecuária com os determinantes considerados serão estabelecidas de acordo com as proposições formuladas por Ferreira (1994) e testadas em Ferreira e Malliagos (1998):

$$\ln PIB_t = \phi \ln I_t, \quad (50)$$

$$\ln PTF_t = \eta \ln I_t, \quad (51)$$

em que I_t representa um dos determinantes da análise. Lançou-se mão dessa formulação bivariada para o *VAR* (que fornecerá as conclusões relacionadas à existência ou não de cointegração entre o PIB e PTF da agropecuária e seus determinantes) pelo fato de as amostras colhidas terem sido de tamanho limitado. Dessa forma, de modo a realizar uma análise que não implicasse a perda de muitos graus de liberdade (a despeito da possibilidade de geração de vieses devido à omissão de variáveis relevantes no espaço de cointegração), as relações foram tomadas por meio da construção de regressões simples¹⁴.

Como se percebe, todas as variáveis serão tomadas em seus logaritmos naturais. A formulação de regressões nas quais as variáveis são logaritimizadas é determinada pela especificação log-log. Ela possui a vantagem de denotar, diretamente, as elasticidades do regressando com relação à variável independente por meio das estimativas obtidas para os coeficientes. Por esse motivo, há uma predominância, na literatura atual, de optar por esse tipo de procedimento em trabalhos práticos que procuram investigar relações econômicas por abordagens econométricas.

Espera-se que os sinais das elasticidades representadas pelos coeficientes das regressões (47) e (48) sejam positivos; assim, a expectativa é de que $\phi > 0$ e que $\eta > 0$. Isso significaria que aumentos nos investimentos em infra-estrutura, maiores montantes de crédito rural e aumento no nível de educação dos trabalhadores ocupados no setor agropecuário impactariam positivamente o PIB e a PTF da agropecuária brasileira, no longo prazo.

4.4. Fontes e tratamento dos dados

Os dados do PIB agropecuário anual (em milhões de R\$ de 2000, deflacionados pelo deflator implícito do PIB), originados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

¹⁴ Foi também realizada a tentativa de obtenção de resultados por meio de modelos VAR multivariados que possibilitassem a geração de mais de um vetor de cointegração; tal experimento foi realizado por meio da construção de componentes principais que agregavam todos os determinantes infra-estruturais em uma só variável. Em seguida, executaram-se regressões dos modelos VAR em que as variáveis explicativas eram o componente principal obtido, a variável de crédito rural e a variável educacional. Os resultados desses ajustes, porém, não foram satisfatórios.

Com relação à variável trabalho, que se refere ao número de trabalhadores formais empregados na agricultura, os dados foram colhidos por meio da série construída por Mendes e Teixeira (2006) para os anos de 1985 a 2005, e no IBGE para os anos de 1974 a 1984.

Os números do capital agropecuário [em milhões de R\$ de 2000, deflacionados pelo índice de preços ao consumidor (IPC) geral da Fundação Getúlio Vargas (FGV), cujos dados foram coletados no IPEA] foram estimados considerando-se o total de terras utilizadas para pastagens e para as principais culturas cultivadas no Brasil, além dos investimentos realizados pelo setor na compra de máquinas agrícolas automotrizes. Primeiramente, obtiveram-se, na FGV, os preços de venda de terras para pastagens e lavouras no período de 1977 a 2005 (encontrados em valores correntes, e posteriormente deflacionados pelo IPC geral para o ano-base de 2000). Em seguida, foi feita a multiplicação do total de áreas de pastagens (obtidas junto ao IBGE) e para o cultivo de algodão (arbóreo e herbáceo), arroz, cacau, café, cana, feijão, laranja, mandioca, milho, soja e trigo (medidos em hectares e obtidos na FGV) pelos valores dos preços coletados.

Em seguida, foi construída a série do estoque de capital de máquinas agrícolas automotrizes. Esse procedimento foi realizado por meio da aplicação dos métodos de Young (1995) e do inventário permanente aos dados de investimentos realizados na compra de máquinas agrícolas automotrizes, fornecidos pela Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA). Tais valores, medidos em R\$ de 2007, foram deflacionados para o ano-base de 2000 pelo IPC geral.

Para a obtenção do valor do estoque de capital inicial (ou seja, de 1977), foi aplicada a metodologia de Young (1995) aos dados de investimentos realizados na compra de máquinas agrícolas entre os anos de 1966 a 1976. Para alcançar os dados para os anos posteriores, empregou-se, recursivamente, a equação da lei de movimento do capital.

Assim, somaram-se os valores da utilização de terras para pastagens e lavouras à série do estoque de máquinas da agropecuária para obter uma aproximação da série do estoque de capital total do setor.

Desse modo, por meio das séries de PIB, trabalho e capital pertencentes ao setor agropecuário, foram obtidas as estimativas da PTF da agropecuária brasileira para o período de 1977 a 2005.

Quanto aos números de investimentos em infra-estrutura, em milhões de R\$ de 1995, no setor de transportes, as séries foram obtidas da base de dados de Ferreira e Malliagos (1998), para os anos de 1974 a 1995, e Ministério dos Transportes, de 1996 a 2005. Todos os valores foram deflacionados, pelo IPC geral, para o ano-base de 2000.

No setor de energia elétrica, a fonte de referência para a obtenção da *proxy* dos investimentos em eletricidade no meio rural, representada pelo consumo de energia elétrica do setor agropecuário, em GWh, foi a Empresa de Pesquisa Energética (EPE), do Ministério de Minas e Energia (MME).

Já os valores *proxy* de investimento em pesquisa agrícola foram coletados em Gasques et al. (2006). Os dados, cotados em R\$ de 2005, referem-se aos gastos executados pela Embrapa ao longo do período em estudo e foram deflacionados pelo IPC geral para o ano-base de 2000.

Os investimentos em técnicas de agricultura irrigada, representados pela *proxy* dada pelos hectares de terras irrigadas no Brasil, foram encontrados por meio dos trabalhos de Lima et al. (2004) e Mendes e Teixeira (2006). Procedeu-se à interpolação, usando a taxa geométrica de crescimento, para os anos nos quais não havia disponibilidade de informações. A operacionalização destes dados foi feita após a obtenção da proporção dessas áreas irrigadas no total de terras utilizadas no Brasil.

Os números da variável *proxy* considerada como investimentos em armazenagem agrícola, dada pela capacidade estática dos armazéns cadastrados na Conab, em mil toneladas, foram obtidos por meio dessa instituição. Conforme ressaltado previamente, a insuficiência de dados fez com que a análise voltada para esta variável cobrisse somente o intervalo compreendido entre 1980 e 2005.

A variável representada pelo volume de crédito agrícola concedido ao setor agropecuário teve dados coletados por meio do Banco Central do Brasil (BACEN), sendo os valores (cotados originalmente em R\$ de 2007) deflacionados pelo IPC geral para o ano-base de 2000.

Por fim, os dados para a variável *proxy* educacional, dada pelo número médio de anos de estudo da população ocupada no setor agrícola, foram colhidos de Freitas et al. (2007), e novamente foi utilizada interpolação pela taxa geométrica de crescimento para o preenchimento completo da série no período 1974-2005.

Todas as estimações econométricas foram realizadas com o uso do *software* econométrico Eviews 5.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

O objetivo deste capítulo é apresentar os resultados obtidos nos procedimentos econométricos utilizados. Serão feitas considerações acerca da estacionariedade das séries e da investigação das relações de longo prazo e de causalidade entre o PIB e a PTF da agropecuária brasileira e os determinantes incluídos na pesquisa.

Para isso, subdividiu-se a exposição de acordo com o seguinte esquema: na seção 5.1, analisam-se as relações de longo prazo que o PIB agropecuário mantém com as variáveis de infra-estrutura, crédito rural e educação. Na seção 5.2, apresentam-se a estimação e considerações com respeito à PTF agrícola e as análises das relações de longo prazo que esta mantém com os determinantes levados em conta pelo estudo. A seção 5.3 finaliza o presente capítulo, mostrando os resultados dos testes de causalidade.

5.1. Relações de longo prazo do PIB agropecuário

Mostram-se, aqui, os resultados dos testes de raiz unitária para o PIB agropecuário brasileiro. Este é um aspecto fundamental nesta pesquisa; como se afirmou no Capítulo 4, a propriedade de estacionariedade é desejável nas variáveis, mas a partir do momento em que se detecta que essas variáveis são não-estacionárias, a associação entre elas deve ser realizada por meio das técnicas de cointegração, sob o risco de se incorrer em regressões espúrias.

Dessa forma, a Tabela 1 apresenta as estatísticas obtidas por meio do teste ADF. Ressalta-se, novamente, que os testes dizem respeito à variável logaritmizada; o mesmo vale para todos os demais procedimentos econométricos realizados ao longo deste trabalho.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária ADF realizado para a série $LPIB_t$, para o período 1974/2005

Série	Termos deterministas	Nº de defasagens	Estatística
$LPIB_t$	Constante	0	-2,94 ^b
$\Delta LPIB_t$	-	0	-5,95 ^{***}

Fonte: Resultados da pesquisa.

^b: Há presença de 1 raiz unitária a 5% de significância.

***: Série é estacionária a 1% de significância.

Defasagens escolhidas de acordo com o Critério de Informação de Schwarz.

Notas: $LPIB_t$: PIB agropecuário em logaritmo; o operador Δ denota a primeira diferença da mesma.

Os resultados da Tabela 1 informam que a série utilizada para o PIB agropecuário, em nível, é não-estacionária a 5% de significância estatística; há a presença de somente uma raiz unitária, pois, tomando a primeira diferença da série, verificou-se que esta foi estacionária. Dessa forma, a série é $I(1)$.

A possibilidade de que o PIB agropecuário possua relação de longo prazo com as variáveis de infra-estrutura consideradas será estudada na próxima seção, que apresentará os testes de raiz unitária para elas. Em caso de resposta afirmativa para a presença de cointegração, serão mostrados também os vetores de cointegração, com as elasticidades obtidas e os resultados dos testes de significância das mesmas. O mesmo será feito, nas subseções posteriores, para as variáveis de crédito rural e de educação, em relação ao PIB agropecuário.

5.1.1. PIB agropecuário e infra-estrutura

Em primeiro lugar, serão demonstrados os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis de infra-estrutura, que denotam investimentos em

rodovias, ferrovias, portos, energia elétrica, pesquisa agrícola, irrigação agrícola e armazenagem agrícola. As informações constam na Tabela 2.

Tabela 2 – Testes de raiz unitária ADF realizados para as séries $LROD_t$, $LFER_t$, $LPOR_t$, LEE_t , $LPES_t$, LIR_t e $LARM_t$, para o período 1974/2005

Série	Termos deterministas	Nº de defasagens	Estatística
$LROD_t$	Constante	0	-3,26 ^c
$\Delta LROD_t$	-	0	-5,64***
$LFER_t$	Constante e tendência	1	-4,04 ^c
$\Delta LFER_t$	-	0	-5,46***
$LPOR_t$	Constante e tendência	0	-3,97 ^c
$\Delta LPOR_t$	-	0	-7,61***
LEE_t	Constante e tendência	0	-1,78 ^a
ΔLEE_t	-	0	-7,04***
$LPES_t$	-	0	1,24 ^a
$\Delta LPES_t$	Constante	1	-5,27***
LIR_t	Constante	0	-2,26 ^a
ΔLIR_t	Constante e tendência	0	-5,57***
$LARM_t$	Constante	0	-2,48 ^a
$\Delta LARM_t$	Constante	1	-4,13***

Fonte: Resultados da pesquisa.

^a, ^b, ^c: há presença de 1 raiz unitária a 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

***: série é estacionária a 1% de significância.

Defasagens escolhidas de acordo com o Critério de Informação de Schwarz.

Notas: $LROD_t$, $LFER_t$, $LPOR_t$, LEE_t , $LPES_t$, LIR_t e $LARM_t$: investimentos em rodovias, ferrovias, portos, energia elétrica, pesquisa agrícola, irrigação e armazenagem, em logaritmo, respectivamente; o operador Δ denota a primeira diferença das mesmas.

Pela Tabela 2, percebe-se que todas as variáveis de infra-estrutura, em nível, são não-estacionárias a pelo menos 10% de significância estatística; todas as séries possuem apenas uma raiz unitária, uma vez que, tomadas em suas primeiras diferenças, elas se tornaram estacionárias. Essas séries, portanto, são $I(1)$.

Dado que a série correspondente ao PIB agropecuário possui a mesma ordem de integração em relação a todas as variáveis de infra-estrutura, pode-se

admitir a possibilidade de que elas sejam cointegradas, ou seja, que elas possuam relação de longo prazo.

Assim, procedeu-se à estimação de modelos *VAR* bivariados conforme a especificação dada pela equação (50), para se estabelecer a relação de longo prazo baseada nesta mesma equação. A escolha quanto ao número adequado de defasagens foi feita de acordo com a minimização do Critério de Informação de Akaike (CIA), do Critério de Informação de Schwarz (CIS) e do Critério de Hannan-Quinn (HQ). Neste trabalho, os modelos foram construídos contendo entre uma e três defasagens.

Quanto à significância dos parâmetros de cointegração, optou-se pela realização de testes de razão de verossimilhança (teste LR), nos quais foram impostas restrições em que tais parâmetros seriam iguais a zero. O procedimento foi feito para a validação das estimativas das elasticidades de longo prazo. Já a inclusão ou não de termos deterministas (constante e/ou tendência) em cada vetor de cointegração foi feita a partir dos testes “t” de significância estatística dos mesmos (muito embora fosse possível a aplicação do teste LR também para esses casos).

Salienta-se novamente, porém, que aqui não serão expostas as formas adquiridas pelo modelo *VEC* [a equação (43), contendo o mecanismo de correção de erros e os coeficientes de curto prazo]. Isso porque a proposta da pesquisa está voltada unicamente para as relações de longo prazo guardadas entre as variáveis levadas em consideração, mesmo procedimento adotado por Ferreira e Malliagos (1998). Portanto, as especificações expostas a seguir compreendem somente as elasticidades de longo prazo do PIB agropecuário em relação aos investimentos em infra-estrutura, ou, equivalentemente, dizem respeito apenas ao termo no qual constam os elementos pertencentes ao vetor de cointegração do modelo *VEC*.

Por meio dos procedimentos de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), mostram-se, na Tabela 3, os resultados dos testes de cointegração.

Tabela 3 – Resultados dos testes de cointegração entre as séries $LPIB_t$ e as séries de infra-estrutura¹⁵

Variáveis	Elasticidades	Termos deterministas no vetor de cointegração		Hip. nula	Est. traço	Hip. nula	Est. máx. autovalor
		Tendência	Constante				
$LROD_t$	0,08	-	10,67	$r = 0$	19,08*	$r = 0$	13,07 ^{ns}
				$r \leq 1$	6,00 ^{ns}	$r = 1$	6,00 ^{ns}
$LFER_t$	-	-	-	$r = 0$	10,79 ^{ns}	$r = 0$	8,44 ^{ns}
				$r \leq 1$	2,34 ^{ns}	$r = 1$	2,34 ^{ns}
$LPOR_t$	-	-	-	$r = 0$	12,47 ^{ns}	$r = 0$	8,02 ^{ns}
				$r \leq 1$	4,45 ^{ns}	$r = 1$	4,45 ^{ns}
LEE_t	0,65	-0,04	-	$r = 0$	28,56**	$r = 0$	17,90 ^{ns}
				$r \leq 1$	10,66 ^{ns}	$r = 1$	10,66 ^{ns}
$LPES_t$	1,72	-	-	$r = 0$	24,37***	$r = 0$	24,36***
				$r \leq 1$	0,006 ^{ns}	$r = 1$	0,006 ^{ns}
LIR_t	-	-	-	$r = 0$	15,05 ^{ns}	$r = 0$	10,41 ^{ns}
				$r \leq 1$	4,63 ^{ns}	$r = 1$	4,63 ^{ns}
$LARM_t$	0,95	-	-	$r = 0$	19,45***	$r = 0$	18,54***
				$r \leq 1$	0,90 ^{ns}	$r = 1$	0,90 ^{ns}

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns: estatisticamente não-significativo.

*, ** e ***: estatisticamente significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Notas: $LROD_t$, $LFER_t$, $LPOR_t$, LEE_t , $LPES_t$, LIR_t e $LARM_t$: investimentos em rodovias, ferrovias, portos, energia elétrica, pesquisa agrícola, irrigação e armazenagem em logaritmos, respectivamente. Hip. nula é a hipótese nula; Est. traço é a estatística do teste do traço e Est. máx. autovalor é a estatística do teste do máximo autovalor.

De acordo com os dados apresentados na Tabela 3, percebe-se que as variáveis de investimentos em rodovias, energia elétrica, pesquisa agrícola e armazenagem cointegram com o PIB do setor agropecuário. Para investigar a significância estatística destas elasticidades de longo prazo, que nada mais são do que os parâmetros dos vetores de cointegração obtidos, procedeu-se ao teste LR. Os resultados podem ser verificados na Tabela 4.

¹⁵ Os sinais das elasticidades e dos termos deterministas são os das relações de longo prazo obtidas a partir dos vetores de cointegração, e não os dos elementos dos próprios vetores (que possuem sinais inversos). O mesmo vale para todos os testes de cointegração expostos na seqüência.

Tabela 4 – Testes de significância sobre os parâmetros ϕ dos vetores de cointegração

Hip. Nula	Estatística LR
$\phi_{LROD_t} = 0$	0,25 ^{ns}
$\phi_{LEE_t} = 0$	7,02 ^{***}
$\phi_{LPES_t} = 0$	23,92 ^{***}
$\phi_{LARM_t} = 0$	5,73 ^{**}

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns: estatisticamente não-significativo.

** e ***: estatisticamente significativo a 5% e 1%, respectivamente.

Notas: ϕ_{LROD_t} , ϕ_{LEE_t} , ϕ_{LPES_t} e ϕ_{LARM_t} : parâmetros dos vetores de cointegração de investimentos em rodovias, energia elétrica, pesquisa agrícola e armazenagem, respectivamente. Hip. nula é a hipótese nula.

Pela Tabela 3, percebe-se que, para a variável de investimentos em rodovias, os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor são contraditórios. No primeiro, é apontada a existência de um vetor de cointegração: a hipótese nula de que não existe um vetor de cointegração ($r = 0$) é rejeitada, enquanto a hipótese nula de que existe pelo menos um vetor de cointegração ($r \leq 1$) não pode ser rejeitada, a 10% de significância. No segundo teste, a hipótese nula de que não existe um vetor de cointegração ($r = 0$) não pode ser rejeitada.

Entretanto, tal assimetria é relativamente frequente em análise de cointegração por modelos *VAR* (WANG, 2002). Segundo Lütkepohl et al. (2001), experimentos Monte Carlo mostraram que ocorrências desse tipo são especialmente comuns em amostras pequenas (como as utilizadas no presente trabalho). Neste e nos demais casos em que os resultados dos testes foram dissonantes, optou-se por levar em consideração os resultados dos testes do traço (nos quais foram detectadas evidências de cointegração). Por meio de simulações, Lütkepohl et al. (2001) demonstram que, em pequenas amostras, o poder do teste do traço é superior ao do teste do máximo autovalor, o que pode levar à preferência pelo uso do primeiro em detrimento do último.

O sinal da elasticidade foi coerente com o esperado. Conforme o coeficiente obtido, para cada 1% de aumento nos investimentos em rodovias, o PIB agropecuário aumenta, em média, 0,08%. O parâmetro, porém, não foi estatisticamente diferente de zero, como se pode constatar por meio do valor da estatística LR, na Tabela 4, o que limita tal interpretação. Dessa forma, é mais

prudente que se considere que relações de longo prazo entre investimentos federais em rodovias e o PIB do setor agropecuário são não-significativas estatisticamente, o que mostra que a produção nos campos vem crescendo de forma independente à evolução da malha rodoviária nacional¹⁶. Vale ainda destacar que a magnitude da elasticidade obtida é menor do que a elasticidade-investimento em rodovias do PIB total, que foi de 0,58 de acordo com Ferreira e Malliagos (1998).

Já as séries de investimentos em ferrovias e portos não cointegraram. A expressiva queda no volume de investimentos realizado pelo governo federal observada ao longo dos últimos anos para estes dois setores demonstra que a atividade agropecuária brasileira cresce, no longo prazo, independentemente dos avanços na malha ferroviária e na infra-estrutura portuária. Esta situação, porém, pode não se sustentar, pois ambos os setores caracterizam infra-estruturas sobejamente importantes para o escoamento da produção¹⁷.

A série de energia elétrica cointegrou com o PIB agropecuário, a 5% de significância pelo teste do traço. O coeficiente da elasticidade, estatisticamente diferente de zero a 1% de significância pelo teste LR (de acordo com a Tabela 4), demonstra que o PIB agropecuário responde, no longo prazo, com um aumento de 0,65% a uma elevação média de 1% nos investimentos em eletricidade voltados para os campos. Esta é uma relação plausível, dado que aumentos nos investimentos em eletricidade para o meio rural possibilitam a utilização de maior número de equipamentos mecanizados e mais modernos, o que conduz a um aumento na produção. Os programas “Luz no Campo” e “Luz para Todos” são exemplos dos altos volumes de investimento executados pelo governo federal em projetos de eletrificação de áreas rurais distantes dos grandes centros urbanos. Esta relação positiva mostra que a expansão da transmissão de eletricidade também para estas áreas teve efeitos diretos no produto agrícola gerado nas mesmas, o que é plausível.

A variável de pesquisa na área agrícola cointegrou tanto no teste do traço quanto no teste do máximo autovalor, a 1% de significância, e o parâmetro

¹⁶ A despeito de, à primeira vista, tal constatação aparentar certo contra-senso, é importante lembrar que os dados específicos para esse tipo de infra-estrutura referem-se apenas aos investimentos executados pelo governo federal, os quais, conforme salientado na Figura 2, alternaram constantemente períodos de elevação e queda em seus montantes totais.

¹⁷ Apesar de reconhecer-se que a maioria da produção agropecuária escoada pelo território nacional utiliza transporte rodoviário.

estimado mostra que aumentos de 1% neste tipo de infra-estrutura repercutem em um incremento médio de 1,72% no nível de atividade do setor agropecuário. Este parâmetro também foi, a 1% de significância, estatisticamente diferente de zero, como se observa na Tabela 4. Os ganhos proporcionados pela produtividade, durante a década de 1980, para a produção agropecuária brasileira são evidências fortes de que a relação positiva entre produto e investimentos em pesquisa sustenta-se no longo prazo. A disseminação dos mais diversos tipos de métodos inovadores em processos de plantio e colheita gerou efeitos de aumento no produto, principalmente a partir de meados da década de 1980 (até então, o crescimento do produto agropecuário sempre esteve mais associado à expansão das fronteiras agrícolas pela maior exploração e utilização de terras antes não aproveitadas).

As variáveis de irrigação e de armazenagem denotam infra-estruturas típicas da atividade agropecuária. A primeira não cointegrou com o PIB agropecuário nem mesmo a 10% de significância; esperava-se que estas variáveis fossem cointegradas. Assim, mesmo que tenha se percebido a evolução das áreas irrigadas, e que esses aumentos tenham ocorrido juntamente à evolução histórica do PIB agropecuário, não foi possível estabelecer, estatisticamente, uma relação de longo prazo entre irrigação e PIB agrícola. Uma das possíveis explicações para isso diz respeito ao fato de que tanto as séries de áreas irrigadas quanto a de utilização total das terras tiveram que ser interpoladas; tal procedimento, em última instância, pode ter conferido certo viés às estimativas.

Com relação à variável de armazenagem agrícola, observa-se que a elasticidade de longo prazo foi de 0,95%, de modo que investimentos destinados à ampliação da capacidade estática dos armazéns podem gerar ganhos de longo prazo no volume de produção. Na Tabela 4, percebe-se que o teste LR também confere respaldo estatístico para esse valor, com nível de significância de 5%. É importante ressaltar que, de acordo com Nogueira Junior e Tsunehiro (2005), mesmo com o déficit em termos absolutos da capacidade estática, em relação à demanda de armazenagem, persiste um equilíbrio entre os limites de guarda e a produção do setor. Isso se deve à condição existente no Brasil de se produzir em diferentes épocas do ano, o que pode reduzir as necessidades de estoque dos produtos agrícolas por períodos mais longos de tempo. Outro ponto merecedor de citação e destacado por Mendes e Teixeira (2006) diz respeito ao fato de que os

armazéns se concentram majoritariamente em áreas urbanas e não junto às propriedades rurais. É de se destacar, assim, que, mesmo nesses cenários, tenha sido detectada a evidência de cointegração.

5.1.2. PIB agropecuário, crédito rural e educação

As séries de crédito rural e de educação (dada pela média de anos de escolaridade dos trabalhadores ocupados no setor agrícola) devem ser testadas quanto à sua estacionariedade para que, assim, possa se confirmar se há a possibilidade de que elas sejam cointegradas com o PIB agropecuário ou não. Para tanto, basta que ambas possuam uma raiz unitária, sendo, portanto, $I(1)$. Os resultados dos testes para as variáveis encontram-se na Tabela 5.

Tabela 5 – Testes de raiz unitária ADF realizados para as séries $LCRED_t$ e $LEDC_t$, para o período 1974/2005

Série	Termos deterministas	Nº de defasagens	Estatística
$LCRED_t$	Constante e tendência	0	-1,97 ^a
$\Delta LCRED_t$	-	0	-5,86 ^{***}
$LEDC_t$	Constante	1	-2,02 ^a
$\Delta LEDC_t$	Constante	0	-5,28 ^{***}

Fonte: Resultados da pesquisa.

^a: há presença de 1 raiz unitária a 10% de significância.

***: série é estacionária a 1% de significância.

Defasagens escolhidas de acordo com o Critério de Informação de Schwarz.

Notas: $LCRED_t$, e $LEDC_t$: crédito rural e anos de escolaridade dos trabalhadores agrícolas, em logaritmos, respectivamente; o operador Δ denota a primeira diferença das mesmas.

Assim, conforme mostram as estatísticas dispostas na Tabela 5, conclui-se que ambas as séries, em nível, são não-estacionárias a 10% de significância, e que elas possuem uma raiz unitária, dado que são estacionárias em suas primeiras diferenças. Portanto, as séries das variáveis de crédito rural e educação dos trabalhadores do setor agrícola são $I(1)$ e, como possuem a mesma ordem de integração em relação à série do PIB agropecuário, é possível que estas sejam cointegradas.

Após a especificação dos dois modelos *VAR* bivariados, foram realizados os testes de cointegração conforme Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) para investigar a significância estatística da relação de longo prazo (50). Os resultados são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultados dos testes de cointegração entre as séries *LPIB_t* e as séries de crédito rural e educação

Variáveis	Elasticidades	Termos deterministas no vetor de cointegração		Hip. nula	Est. Traço	Hip. nula	Est. máx. autovalor
		Tendência	Constante				
<i>LCRED_t</i>	0,06	-	-	r = 0	21,08**	r = 0	20,02**
				r ≤ 1	1,06 ^{ns}	r = 1	1,06 ^{ns}
<i>LEDC_t</i>	0,60	-	8,18	r = 0	33,20***	r = 0	24,84***
				r ≤ 1	8,36 ^{ns}	r = 1	8,36 ^{ns}

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns: estatisticamente não-significativo.

** e ***: estatisticamente significativo a 5% e 1%, respectivamente.

Notas: *LCRED_t* e *LEDC_t*: crédito rural e anos de escolaridade dos trabalhadores agrícolas, em logaritmos, respectivamente. Hip. nula é a hipótese nula; Est. traço é a estatística do teste do traço e Est. máx. autovalor é a estatística do teste do máximo autovalor.

Novamente, são expostos os resultados dos testes LR acerca da significância estatística destas elasticidades na Tabela 7 demonstrada a seguir. A execução de tais testes, como afirmado anteriormente, é importante para se averiguar como estes parâmetros encontrados se comportam diante da restrição de que eles são iguais a zero. As conclusões foram diferentes para os dois coeficientes considerados.

Tabela 7 – Testes de significância sobre os parâmetros ϕ dos vetores de cointegração

Hip. Nula	Estatística LR
$\phi_{LCRED_t} = 0$	0,99 ^{ns}
$\phi_{LEDC_t} = 0$	15,05 ^{***}

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns: estatisticamente não-significativo.

***: estatisticamente significativo a 1%.

Notas: ϕ_{LCRED_t} e ϕ_{LEDC_t} : parâmetros dos vetores de cointegração de crédito rural e educação dos trabalhadores agrícolas, respectivamente. Hip. nula é a hipótese nula.

Nota-se, por meio da Tabela 6, que as duas séries cointegraram – crédito rural, a 5% de significância, e educação, a 1%. Com relação ao crédito rural, nota-se que a relação de cointegração foi detectada como significativa, de modo que, para cada 1% de elevação média no crédito rural, ocorre um aumento de 0,06% no PIB agropecuário. Todavia, essa interpretação fica prejudicada pelo fato de o teste LR não garantir, estatisticamente, que tal parâmetro é diferente de zero (Tabela 7). Sendo assim, não há garantia para a sustentação do argumento de que o crédito rural acompanhou, no longo prazo, o PIB agropecuário. Na verdade, isso não carece de plausibilidade: segundo Sant’Anna e Ferreira (2006), até meados da década de 1990, os recursos de crédito rural estiveram mais associados a investimentos especulativos (como aquisição de terras com o objetivo de proteção de renda, à época em que prevalecia um ambiente inflacionário, e posteriores operações de venda e de arrendamento a altos preços) em detrimento dos produtivos, de modo que não era possível estabelecer uma associação entre montantes maiores de crédito com aumentos na produção agrícola. Essa situação somente se modificou a partir de 1996, quando o fim da inflação marcou a queda nos preços de venda e de arrendamento da terra, e a conseqüente interrupção de movimentos especulativos com as terras por meio do sistema de financiamento rural.

Quanto à educação dos trabalhadores ocupados nas zonas rurais brasileiras, percebe-se que o aumento médio de 1% nos anos de escolaridade deles produz uma elevação de 0,60% no produto do setor agropecuário, no longo prazo. Na Tabela 7, vê-se que tal parâmetro é estatisticamente significativo, a 1% de

significância. A relação positiva era esperada, pois trabalhadores dotados de maior instrução deverão possuir maiores condições de especialização e maior nível de habilidade também nos campos, que utilizam cada vez mais bens de capital intensivos em tecnologia aplicados à produção.

5.2. Relações de longo prazo da PTF da agropecuária

Em primeiro lugar, são apresentados os resultados da estimação da PTF da agropecuária brasileira para o período entre 1977 e 2005¹⁸. A Tabela 8 expõe as estimativas do PIB agropecuário em relação ao capital e ao trabalho, obtidas por MQO, de acordo com o procedimento realizado por Mendes e Teixeira (2006). Foram utilizados erros-padrão de Newey-West¹⁹ no cálculo da regressão, para a correção da autocorrelação detectada na regressão original. Por esse motivo, não será apresentado, aqui, o valor da estatística Durbin-Watson para a observação quanto à presença de autocorrelação.

Tabela 8 – Elasticidades médias do PIB agropecuário em relação ao capital e trabalho, no período 1977/2005

Variáveis	Elasticidades	p-valor
Constante	7,10 ^{***}	0,00
Capital	0,22 ^{***}	0,00
Trabalho	0,09 [*]	0,08

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: * e ***: estatisticamente significativo a 10% e 1%, respectivamente.

Na pesquisa conduzida por Mendes e Teixeira (2006), utilizando dados em nível estadual, os coeficientes encontrados foram de 0,46 para o capital, e de 0,23 para o trabalho. Os resultados aqui obtidos diferem bastante, o que era esperado,

¹⁸ O período a ser estudado para o caso da PTF da agropecuária brasileira possui 3 anos a menos devido à ausência de disponibilidade de dados anteriores a 1977 para a estimação do estoque de capital agropecuário.

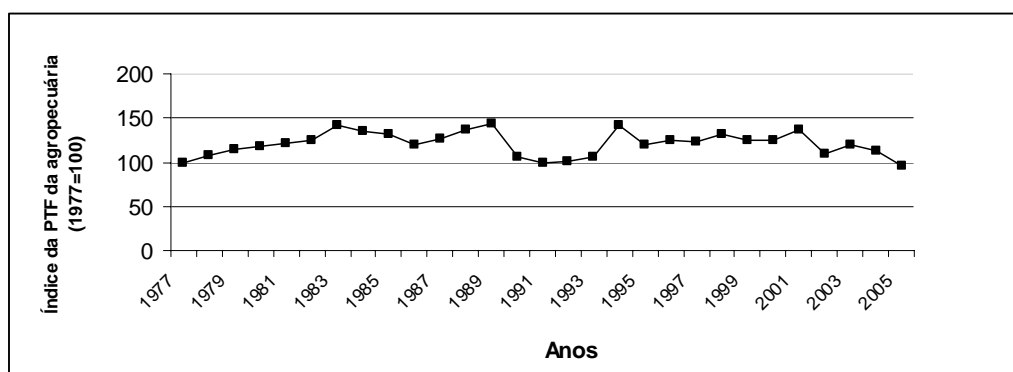
¹⁹ Os erros-padrão de Newey-West são calculados automaticamente pelo *software* Eviews 5. O procedimento altera os valores dos erros-padrão dos coeficientes, corrigindo os problemas de distorções nas magnitudes destas estatísticas (e, conseqüentemente, das estatísticas *t*) causados pela autocorrelação.

uma vez que os dados colhidos para a estimação do capital dessa função de produção foram diferentes dessa referência.

É de se destacar a magnitude das elasticidades encontradas, aparentemente inferiores àquelas esperadas. Todavia, esse fato não adquire importância expressiva no presente caso devido ao fato do foco da análise não estar centralizado na observação de tais coeficientes, e sim, na obtenção da série da PTF.

Outro ponto a ser observado é que, ainda que a autocorrelação serial tenha sido corrigida por meio do uso de erros-padrão de Newey-West, não é possível que se façam inferências confiáveis acerca da elasticidade do PIB agropecuário em relação à PTF (isto é, à tecnologia). Esta é uma das limitações causadas pela estimação econométrica dessa variável, e um dos motivos pelo qual alguns pesquisadores recorrem à estimação não econométrica, assumindo valores predeterminados para as elasticidades do capital e do trabalho. Ferreira e Malliagos (1998), por exemplo, obtêm a série da PTF do setor produtivo privado assumindo retornos constantes de escala em que as elasticidades da produção com relação aos insumos variam entre 0,4 e 0,6. Todavia, este também não deixa de ser um procedimento problemático, uma vez que é inevitável que se contenha certa aleatoriedade no tratamento dos valores dos parâmetros.

Uma vez que as variáveis da função de produção estão logaritmizadas, tomou-se o antilogaritmo dos resíduos dessa função para se chegar à PTF do setor agropecuário entre os anos de 1977 e 2005 (sendo a PTF dada pelos resíduos da função de produção, conforme a discussão desenvolvida no capítulo 4). Na Figura 15, observa-se a evolução da série.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 15 – Evolução da PTF da agropecuária brasileira: 1977/2005.

O índice da PTF alcança seus maiores valores ao longo da década de 1980 e no início de 2000. Para os anos de 1980, a tendência da série atrela-se aos investimentos em pesquisa e em inovações na produção agropecuária, refletindo os gastos realizados nesta área, que alcançaram montantes expressivos principalmente entre o final dos anos de 1970 e o início da década de 1980.

As dificuldades ocorridas no início da década de 1990 podem ter se traduzido em perdas de produtividade. Observa-se que a tendência de diminuição na PTF entre 1990 e 1993 acompanha de maneira bastante próxima a queda do produto verificada na mesma época. Já a queda no último ano da série, em 2005, reflete a crise enfrentada pelo setor agropecuário.

De modo geral, pode-se dizer que houve ganhos na PTF do setor agropecuário brasileiro no intervalo em análise. A evolução média da PTF alcançou seu maior valor na década de 1980. Entre 1980 e 1989, por exemplo, a expansão alcançou 2,53%, contra 0,47% do período inteiro. O valor da taxa média de crescimento da PTF encontrado para o intervalo como um todo é inferior, se comparado aos obtidos por Gasques e Conceição (2000) e por Mendes e Teixeira (2006), de 2,33% e de 1,03%, respectivamente. Isto pode ter sido ocasionado pelos diferentes métodos de estimação empregados para a PTF, em relação aos utilizados no presente estudo, e pelo fato de ambos os trabalhos supracitados terem analisado períodos ligeiramente distintos dos apreciados nesta pesquisa.

5.2.1. Teste de raiz unitária para a PTF da agropecuária

De maneira análoga à desenvolvida para o PIB agropecuário, é necessário que se realize o teste de raiz unitária para a PTF com o intuito de verificar se é ou não estacionária. Somente a partir da constatação quanto à estacionariedade da série, será possível afirmar se a questão de cointegração com os determinantes de longo prazo considerados é realmente plausível.

Dessa forma, a Tabela 9 apresenta os resultados.

Tabela 9 – Teste de raiz unitária ADF realizado para a série $LPTF_t$, para o período 1977/2005

Série	Termos deterministas	Nº de defasagens	Estatística
$LPTF_t$	Constante	0	-3,21 ^c
$\Delta LPTF_t$	-	0	-6,77 ^{***}

Fonte: Resultados da pesquisa.

^c: Há presença de 1 raiz unitária a 1% de significância.

^{***}: Série é estacionária a 1% de significância.

Defasagens escolhidas de acordo com o Critério de Informação de Schwarz.

Notas: $LPTF_t$: PTF da agropecuária em logaritmo; o operador Δ denota a primeira diferença da mesma.

Os números da Tabela 9 mostram que a série da PTF, em nível, é não-estacionária a 1% de significância; ela possui, ainda, uma raiz unitária apenas, pois foi estacionária quando tomada em sua primeira diferença.

As séries dos determinantes da PTF foram todas não-estacionárias a pelo menos 10% de significância também para o período compreendido entre 1977 e 2005. Dessa forma, as séries são $I(1)$, assim como a série da PTF. Isso indica que elas possuem a mesma ordem de integração, ou seja, é possível que a PTF da agropecuária mantenha relações de longo prazo com investimentos em infraestrutura, crédito e educação dos trabalhadores agrícolas. A ocorrência ou não de tais relações será testada nas duas próximas subseções.

5.2.2. PTF da agropecuária e infra-estrutura

Da mesma forma que os procedimentos anteriores, foi feita, em primeiro lugar, a especificação dos modelos *VAR* bivariados [agora conforme a relação (51)], com as defasagens adequadas e as inclusões dos termos deterministas. A partir de então, foram realizados os testes de cointegração segundo Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

Os resultados da Tabela 10 indicam se há a presença de cointegração entre a PTF e as variáveis de infra-estrutura.

Tabela 10 – Resultados dos testes de cointegração entre as séries $LPTF_t$ e as séries de infra-estrutura

Variáveis	Elasticidades	Termos deterministas no vetor de cointegração		Hip. nula	Est. traço	Hip. nula	Est. máx. autovalor
		Tendência	Constante				
$LROD_t$	0,55	-	-4,08	$r = 0$	18,79*	$r = 0$	12,35 ^{ns}
				$r \leq 1$	6,43 ^{ns}	$r = 1$	6,43 ^{ns}
$LFER_t$	-0,31	-0,05	-	$r = 0$	24,98*	$r = 0$	18,87*
				$r \leq 1$	6,12 ^{ns}	$r = 1$	6,12 ^{ns}
$LPOR_t$	0,15	-	-0,77	$r = 0$	19,23*	$r = 0$	14,36*
				$r \leq 1$	4,37 ^{ns}	$r = 1$	4,37 ^{ns}
LEE_t	0,64	-	-6,48	$r = 0$	20,50*	$r = 0$	12,88 ^{ns}
				$r \leq 1$	7,61 ^{ns}	$r = 1$	7,61 ^{ns}
$LPES_t$	1,66	-0,01	-	$r = 0$	28,18**	$r = 0$	16,79 ^{ns}
				$r \leq 1$	11,38 ^{ns}	$r = 1$	11,38 ^{ns}
LIR_t	-	-	-	$r = 0$	16,81 ^{ns}	$r = 0$	10,32 ^{ns}
				$r \leq 1$	6,49 ^{ns}	$r = 1$	6,49 ^{ns}
$LARM_t$	-0,70	-	8,13	$r = 0$	25,69**	$r = 0$	20,57**
				$r \leq 1$	5,12 ^{ns}	$r = 1$	5,12 ^{ns}

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns: estatisticamente não significativo.

* e **: estatisticamente significativo a 10% e 5%, respectivamente.

Notas: $LROD_t$, $LFER_t$, $LPOR_t$, LEE_t , $LPES_t$, LIR_t e $LARM_t$: investimentos em rodovias, ferrovias, portos, energia elétrica, pesquisa agrícola, irrigação e armazenagem em logaritmos, respectivamente. Hip. nula é a hipótese nula; Est. traço é a estatística do teste do traço e Est. máx. autovalor é a estatística do teste do máximo autovalor.

Para a verificação da significância estatística desses parâmetros de cointegração, lança-se mão do teste LR, cujos resultados podem ser encontrados na Tabela 11. Através dos resultados desse teste, poderão ser feitas conclusões mais acuradas acerca da validade estatística dos parâmetros encontrados e, assim, sobre a própria relação de longo prazo analisada.

Tabela 11 – Testes de significância sobre os parâmetros η dos vetores de cointegração

Hip. nula	Estatística LR
$\eta_{LRODt} = 0$	5,05**
$\eta_{LFErt} = 0$	9,98***
$\eta_{LPORt} = 0$	3,79*
$\eta_{LEE_t} = 0$	3,81*
$\eta_{LPES_t} = 0$	5,41**
$\eta_{LARM_t} = 0$	10,14***

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns: estatisticamente não-significativo.

*, ** e ***: estatisticamente significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Notas: η_{LRODt} , η_{LFErt} , η_{LPORt} , η_{LEE_t} , η_{LPES_t} e η_{LARM_t} : parâmetros dos vetores de cointegração de investimentos em rodovias, ferrovias, portos, energia elétrica, pesquisa agrícola e armazenagem, respectivamente. Hip. nula é a hipótese nula.

Observa-se que aumentos médios de 1% nos investimentos em rodovias e portos levariam a elevações de 0,55% e 0,15% na PTF no longo prazo, a 5% de significância no teste do traço e a 10% em ambos os testes, respectivamente. Dessa vez, ao contrário do observado na análise para o PIB agropecuário, a significância estatística do parâmetro dos investimentos em rodovias é validada pelo teste LR, a 5% de significância (Tabela 11), o que indica que a produtividade agrícola responde positivamente aos investimentos federais em estradas. No tocante aos investimentos em infra-estrutura portuária, percebe-se que, apesar da constatação de não ter havido relação de longo prazo destes com o PIB agropecuário, foram encontradas evidências com relação à PTF (que também foram respaldadas pelos resultados do teste LR apresentados na Tabela 11, a 10% de significância). Deficiências na infra-estrutura de portos podem se traduzir em maiores dificuldades nas importações de insumos importantes para a elevação da produtividade agrícola, como fertilizantes e adubos. Assim, é essencial que

investimentos sejam estimulados neste setor para a manutenção e evolução da produtividade da agropecuária brasileira.

As limitações dos testes de cointegração da PTF são concernentes aos investimentos em ferrovias, irrigação e armazenagem. No tocante a ferrovias e armazenagem, ambas tiveram confirmadas relações de cointegração com a PTF (a 10% de significância, no caso de ferrovias, e a 5% para armazenagem), porém com sinais contrários aos esperados. Os resultados do teste LR, na Tabela 11, confirmam que esses coeficientes são válidos a 1% de significância; assim, é possível que se prossiga com a análise interpretativa das elasticidades.

Com relação ao investimento federal em ferrovias (que já não havia cointegrado com relação ao PIB agropecuário, de acordo com resultados expostos na subseção 5.1.2), a ocorrência de um sinal incoerente pode encontrar alguma explicação no fato de vários ramais ferroviários terem sido desativados no período 1960-1995 (FERREIRA; MALLIAGROS, 1998). Ora, isso talvez tenha impossibilitado a observação de uma relação direta no longo prazo entre investimentos públicos em ferrovias e a PTF da agropecuária. Já para o caso de armazenagem, é provável que os argumentos expostos na seção 5.1.2 – de que boa parte da infra-estrutura de armazenagem está localizada em áreas urbanas, conforme atestado por Mendes e Teixeira (2006) – possam ter algum poder explicativo para a obtenção de uma elasticidade com sinal inverso em relação àquele esperado (ainda que ele não tenha se verificado para o teste de cointegração do PIB agropecuário). No caso da variável de investimentos em irrigação, é provável que a limitação provocada pela necessidade de interpolação da série de proporção de áreas irrigadas do total de terras utilizadas (já comentada anteriormente) possa ter colaborado para a inexistência de relação de cointegração.

Os investimentos em energia elétrica voltados para as zonas rurais brasileiras tiveram relação de longo prazo positiva com a PTF. Concluiu-se que, para cada 1% de aumento médio nesses investimentos, haveria uma elevação de 0,64% na PTF (a 10% de significância no teste do traço). Novamente, o teste LR mostra, na Tabela 11, que tal parâmetro é, em termos estatísticos, diferente de zero, a 10% de significância. Isso demonstra que a expansão da energia elétrica nos campos contribui para a obtenção de ganhos de produtividade na agropecuária, por meio da maior possibilidade de uso de equipamentos mais

modernos no processo produtivo. O coeficiente obtido por Mendes e Teixeira (2006) foi de 0,15, considerando a capacidade nominal total instalada de geração de energia elétrica como *proxy*.

Por sua vez, o valor da elasticidade da PTF em relação aos investimentos em pesquisa agrícola foi de 1,66. A significância estatística desse coeficiente foi confirmada pelo teste LR, como mostra a Tabela 11, a 5% de significância. Portanto, percebe-se que a pesquisa agrícola mantém relações de longo prazo tanto com o produto como também com a produtividade do setor agropecuário. Tal constatação exprime o elevado grau de importância de tais investimentos. Em face da resposta positiva dada pelo nível de produção e pelos ganhos de produtividade experimentados pelo setor agropecuário aos investimentos realizados em pesquisa, e da reconhecida importância da pesquisa agrícola nos históricos ganhos de produtividade captados pelo setor agropecuário, principalmente no decorrer das décadas de 1970 e 1980, o governo deveria alocar maiores montantes voltados a esse fim, revertendo a já comentada tendência de queda verificada nos últimos 10 anos (como pôde ser visto pela Figura 7).

5.2.3. PTF da agropecuária, crédito rural e educação

A repetição do processo utilizado para os testes anteriores – a correta especificação dos dois modelos *VAR* bivariados conforme (51) – antecedeu a estimação dos testes de cointegração da PTF com crédito rural e educação. Após a conclusão do procedimento, foram realizados os testes, cujos resultados estão expostos na Tabela 12.

Tabela 12 – Resultados dos testes de cointegração entre as séries $LPTF_t$ e as séries de crédito rural e educação

Variáveis	Elasticidades	Termos deterministas no vetor de cointegração		Hip. nula	Est. traço	Hip. nula	Est. máx. autovalor
		Tendência	Constante				
$LCRED_t$	-	-	-	r = 0	13,33 ^{ns}	r = 0	10,05 ^{ns}
				$R \leq 1$	3,27 ^{ns}	r = 1	3,27 ^{ns}
$LEDC_t$	1,09	-	-4,32	r = 0	20,56 ^{**}	r = 0	16,58 ^{**}
				$R \leq 1$	3,98 ^{ns}	r = 1	3,98 ^{ns}

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns: estatisticamente não significativo.

** : estatisticamente significativo a 5%.

Notas: $LCRED_t$ e $LEDC_t$: crédito rural e anos de escolaridade dos trabalhadores agrícolas, em logaritmos, respectivamente. Hip. nula é a hipótese nula; Est. traço é a estatística do teste do traço e Est. máx. autovalor é a estatística do teste do máximo autovalor.

Os resultados do teste LR, para análise da significância estatística destas elasticidades de longo prazo, são mostrados na Tabela 13. É importante reparar que só foi realizado o teste com relação ao coeficiente da relação de cointegração entre a PTF e a variável de educação dos trabalhadores agrícolas, dado que a variável de crédito rural não cointegrou.

Tabela 13 – Teste de significância sobre o parâmetro η do vetor de cointegração

Hip. Nula	Estatística LR
$\eta_{LEDC_t} = 0$	11,6 ^{***}

Fonte: Resultados da pesquisa.

ns: estatisticamente não-significativo.

***: estatisticamente significativo a 1%.

Notas: η_{LCRED_t} e η_{LEDC_t} : parâmetros dos vetores de cointegração de crédito rural e educação dos trabalhadores agrícolas, respectivamente. Hip. nula é a hipótese nula.

Dessa forma, não é identificada qualquer relação de longo prazo entre a PTF e crédito rural (tanto pelo teste do traço quanto pelo do máximo autovalor, como mostra a Tabela 12). Assim, é mais prudente considerar que, no longo prazo, as melhorias ligadas à concessão de crédito rural não tenham exercido

consideráveis efeitos sobre a PTF da agropecuária brasileira. As justificativas associadas ao uso recorrente do crédito rural como mecanismo especulativo em vez de produtivo, apontadas anteriormente, até meados da década de 1990, podem explicar tal constatação. Assim, os resultados aqui obtidos, além das considerações tecidas por Sant'anna e Ferreira (2006) (de que somente se observaram aumentos no PIB agropecuário acompanhados por aumentos no crédito rural a partir de 1996) demonstram que as instituições prestamistas deveriam estar mais atentas aos fins priorizados pelos agentes tomadores, porquanto realizaram-se, neste intervalo, operações não somente de caráter produtivo, mas também especulativo.

Finalmente, a educação dos trabalhadores empregados no setor analisado também possui relação de longo prazo positiva com a PTF; a 5% de significância pelo teste do traço e pelo teste do máximo autovalor, verificou-se que uma elevação média de 1% nos anos de escolaridade desses trabalhadores promove um aumento de 1,09% na produtividade (elasticidade estatisticamente diferente de zero, a 1% de significância pelo teste LR, como se vê na Tabela 13). Esse resultado é coerente com a expectativa e confirma Zepeda (2001), que afirma que trabalhadores rurais com maior grau de qualificação possuem melhores condições de assimilação e incorporação de técnicas mais modernas, o que acaba por impactar positivamente a produtividade agrícola.

Em suma: de forma semelhante à atestada por Ferreira (1994), os resultados relacionados ao PIB e à PTF da agropecuária mostram que investimentos em infra-estrutura e em educação têm o potencial para conduzir à elevação da atividade do setor e implicam, conseqüentemente, em maior produtividade dos fatores de produção privados e redução do custo unitário dos insumos; tal crescimento da produtividade se traduz em elevação da remuneração dos fatores, estimulando assim o investimento e o emprego.

5.3. Causalidade

Nesta seção serão demonstrados os resultados dos testes de causalidade de Granger. Tais testes são importantes para a determinação do sentido de causalção detectado entre o PIB e a PTF da agropecuária brasileira e os seus determinantes de longo prazo, o que ajuda a entender melhor se são as mudanças no PIB e na

PTF que precedem variações nos determinantes, ou vice-versa, ou se as variáveis são contemporâneas ou simplesmente não possuem relações de causalidade direta entre si. Os modelos foram construídos contendo entre uma e três defasagens.

Optou-se por demonstrar, tanto para o PIB quanto para a PTF, apenas os resultados concernentes às variáveis que cointegraram (ainda que com parâmetros não significativos) e que, nas relações detectadas, apresentaram sinais de elasticidades coerentes. Ademais, deve-se destacar que os testes foram executados utilizando-se a primeira diferença das séries, pois, conforme afirmado no Capítulo 4, as variáveis levadas em consideração no teste de causalidade de Granger devem ser estacionárias. Isso, a despeito de implicar em prejuízo para a análise de longo prazo, torna-se importante para a consecução da busca de uma noção correta acerca do sentido da causalidade existente entre as variáveis.

A Tabela 14 mostra os resultados do sentido de causalidade entre o PIB agropecuário e seus determinantes de longo prazo.

Tabela 14 – Testes de causalidade de Granger para PIB agropecuário e determinantes de longo prazo

Hipótese nula	p-valor
$\Delta LROD_t$ não causa $\Delta LPIB_t$	0,02301
$\Delta LPIB_t$ não causa $\Delta LROD_t$	0,68158
ΔLEE_t não causa $\Delta LPIB_t$	0,09881
$\Delta LPIB_t$ não causa ΔLEE_t	0,77551
$\Delta LPES_t$ não causa $\Delta LPIB_t$	0,90448
$\Delta LPIB_t$ não causa $\Delta LPES_t$	0,74695
$\Delta LARM_t$ não causa $\Delta LPIB_t$	0,04604
$\Delta LPIB_t$ não causa $\Delta LARM_t$	0,90746
$\Delta LCRED_t$ não causa $\Delta LPIB_t$	0,07415
$\Delta LPIB_t$ não causa $\Delta LCRED_t$	0,37929
$\Delta LEDC_t$ não causa $\Delta LPIB_t$	0,00152
$\Delta LPIB_t$ não causa $\Delta LEDC_t$	0,03055

Fonte: Resultados da pesquisa.

p-valores em negrito indicam a rejeição da hipótese nula.

Nota: $\Delta LPIB_t$, $\Delta LROD_t$, ΔLEE_t , $\Delta LPES_t$, $\Delta LARM_t$, $\Delta LCRED_t$ e $\Delta LEDC_t$: primeiras diferenças dos logaritmos do PIB agropecuário, dos investimentos em rodovias, em energia elétrica, em pesquisa agrícola e em irrigação, do crédito rural e dos anos de escolaridade dos trabalhadores agrícolas, respectivamente.

Ferreira e Malliagos (1998), ao executarem o teste de causalidade de Granger na investigação dos efeitos exercidos pelo capital e investimento de infra-

estrutura no PIB total da economia brasileira, obtêm evidências de que há causalidade das melhorias promovidas pelo governo em setores de transportes nos incrementos registrados no nível de produção do País.

Já os resultados mostrados na Tabela 14 permitem inferir que variações nos investimentos em rodovias se antecipam, no tempo, às variações no PIB agropecuário – como se vê, o baixo p-valor para a hipótese nula de que $\Delta LROD_t$ não causa $\Delta LPIB_t$ no sentido de Granger, indica que a mesma deve ser rejeitada; já o alto p-valor para a hipótese nula de que $\Delta LPIB_t$ não causa $\Delta LROD_t$ no sentido de Granger, mostra que esta não deve ser rejeitada. É de se destacar que esse resultado tenha sido encontrado, mesmo após a evidência de que a elasticidade de longo prazo nesta combinação de variáveis tenha se mostrado significativa.

O mesmo ocorre com energia elétrica, armazenagem e crédito rural, ou seja, tais variáveis possuem certo poder de previsão nos valores do produto agropecuário. Para os casos de energia elétrica e armazenagem, isso já era esperado, e mostra que o governo federal deveria empreender maiores esforços na provisão de infra-estrutura de qualidade para o setor agropecuário. Afinal, o teste de causalidade identifica um processo gerador de circunstâncias benéficas para a atividade nos campos, uma vez que as variações nos investimentos em infra-estrutura, apesar do baixo nível de amplitude alcançado ao longo dos últimos anos, causaram, estatisticamente, variações (positivas) no produto agropecuário. No caso do crédito rural, o fato de ter sido evidenciada relação de causalidade com o PIB agropecuário (em oposição à obtenção de um parâmetro de elasticidade de longo prazo não significativo estatisticamente) mostra que, pelo menos no curto prazo, as duas variáveis mantêm alguma relação de dependência.

Outros dois resultados chamaram a atenção: a não-relação de causalidade entre pesquisa agrícola e o produto agropecuário brasileiro; e o duplo sentido de causalidade entre o PIB agropecuário e a educação dos trabalhadores ocupados no setor.

Cabem, aqui, as seguintes arguições: no tocante ao resultado envolvendo a variável de pesquisa, o fato de ter havido cointegração com o nível de produto da agropecuária (como se vê na Tabela 3) e a inexistência de causalidade, no sentido de Granger, entre as séries mostram que as duas variáveis também se comportam de forma distinta no curto e longo prazo. É plausível a consideração de que, no curto prazo, não exista dependência entre produção agrícola e investimentos em

pesquisa, dado que repercussões provocadas por inversões dessa natureza tendam a ocorrer após determinando período de tempo.

O duplo sentido de causalidade observado entre a educação dos trabalhadores do setor agropecuário e o PIB desse setor denota que variações no grau de instrução dessa parcela da população ocupada em trabalhos nos campos estimulam a produção neles gerada, enquanto, simultaneamente, elevações no produto viabilizam esforços que acabam por causar mudanças no nível educacional desses empregados. Assim sendo, as variações verificadas para essas duas séries podem ser classificadas como contemporâneas. Isso vem demonstrar possíveis evidências de que os ganhos oriundos das elevações na produção se transferem, em parte, para a educação dos trabalhadores.

Os resultados da Tabela 15 expõem o sentido da causalidade entre a PTF e os investimentos em infra-estrutura, crédito rural e educação dos trabalhadores agrícolas.

Tabela 15 – Testes de causalidade de Granger para PTF da agropecuária e determinantes de longo prazo

Hipótese nula	p-valor
$\Delta LROD_t$ não causa $\Delta LPTF_t$	0,06508
$\Delta LPTF_t$ não causa $\Delta LROD_t$	0,65206
$\Delta LPOR_t$ não causa $\Delta LPTF_t$	0,08398
$\Delta LPTF_t$ não causa $\Delta LPOR_t$	0,31522
ΔLEE_t não causa $\Delta LPTF_t$	0,09662
$\Delta LPTF_t$ não causa ΔLEE_t	0,50450
$\Delta LPES_t$ não causa $\Delta LPTF_t$	0,47258
$\Delta LPTF_t$ não causa $\Delta LPES_t$	0,37764
$\Delta LEDC_t$ não causa $\Delta LPTF_t$	0,09001
$\Delta LPTF_t$ não causa $\Delta LEDC_t$	0,08222

Fonte: Resultados da pesquisa.

p-valores em negrito indicam a rejeição da hipótese nula.

Nota: $\Delta LPTF_t$, $\Delta LROD_t$, $\Delta LPOR_t$, ΔLEE_t , $\Delta LPES_t$ e $\Delta LEDC_t$: primeiras diferenças dos logaritmos da PTF da agropecuária, dos investimentos em rodovias, em portos, em energia elétrica, em pesquisa agrícola e dos anos de escolaridade dos trabalhadores agrícolas, respectivamente.

No estudo da causalidade entre a PTF do setor privado e os investimentos em infra-estrutura realizados pelo setor público entre 1960 e 1995, Ferreira e Malliagos (1998) chegam a resultados que indicam, na maioria dos

casos testados a diferentes taxas de depreciação, a precedência da PTF em relação aos investimentos e capital de infra-estrutura, denotando, dessa forma, que a produtividade da economia é que seria o fato gerador de investimentos, e não o contrário.

Em contrapartida, os testes no presente trabalho mostram que o sentido de causalidade verificado no caso do PIB agropecuário se mantém também para a produtividade, assim como a ausência de evidência de causalidade, no sentido de Granger, entre pesquisa agrícola e a variável em questão.

A educação possui, novamente, duplo sentido de causalidade com a PTF, ou seja, as variações observadas podem ser tidas como contemporâneas. Todas as demais variáveis de infra-estrutura apresentaram-se como séries com poder de previsão para prováveis variações ocorridas na produtividade do setor agropecuário.

6. RESUMO E CONCLUSÕES

Este trabalho investigou as relações de longo prazo mantidas pelo produto interno bruto (PIB) e pela produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária brasileira com os investimentos públicos em infra-estrutura, crédito rural e a educação dos trabalhadores do setor agropecuário nacional no período entre 1974 e 2005. Recorreu-se à utilização de dados de investimentos públicos federais para as modalidades infra-estruturais de rodovias, ferrovias, portos e pesquisa agrícola, além de *proxies* que representam tais inversões nos setores de energia elétrica disponível para o uso do setor agropecuário, técnicas de irrigação e armazenagem agrícola. O uso da discriminação federal foi a opção mais adequada num cenário de escassez de informações acerca da consolidação desses investimentos em nível estadual para o intervalo de tempo em análise.

Para a obtenção da PTF do setor agropecuário, foi empregado o arcabouço teórico de Solow (1957), que lançou as primeiras evidências a respeito do poder explicativo fornecido pela produtividade dos fatores de produção no crescimento econômico. A estimação econométrica do modelo de Solow pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) possibilitou a construção da série da PTF.

Foi utilizada a metodologia VAR e da análise de cointegração de Johansen (1988) a fim de detectar possíveis relações de longo prazo que o PIB e a PTF da agropecuária possuem com as variáveis explicativas consideradas. Foram também executados testes de causalidade de Granger com o intuito de analisar como se

distribuem no tempo as variações nos determinantes e aquelas verificadas na produção e na produtividade do setor.

Comprovou-se que, no período de estudo 1974-2005, investimentos em energia elétrica, pesquisa agrícola e armazenagem aumentam o PIB agropecuário no longo prazo, sendo o efeito exercido pela pesquisa agrícola o maior dentre os observados. Aumentos na educação dos trabalhadores agrícolas exercem impacto positivo no produto agropecuário; já os investimentos em rodovias, ferrovias, portos, irrigação, além de crédito rural, não mantêm relação de longo prazo, no período estudado, com o PIB da agropecuária.

Foi obtida uma taxa média de crescimento anual de 0,47% para a PTF da agropecuária entre 1977 e 2005, podendo-se concluir que houve incremento na produtividade do setor no intervalo de tempo em estudo, com especial destaque para a década de 1980, período no qual foi observada a maior taxa de crescimento anual, de 2,53%. Com exceção dos investimentos em ferrovias e irrigação, todos os demais determinantes de infra-estrutura tiveram relações de longo prazo com a PTF da agropecuária. Novamente, o impacto positivo exercido pela variável pesquisa agrícola foi o maior, seguido pelos efeitos dos investimentos em energia elétrica, rodovias e portos. Educação também manteve relação positiva de cointegração com a PTF da agropecuária, ao contrário dos investimentos em ferrovias e armazenagem, cujas elasticidades apresentaram sinal negativo. Crédito rural também não cointegrou com a produtividade agrícola.

Os testes de causalidade indicaram, majoritariamente, que as variações nos determinantes explicam as variações no produto e na produtividade agropecuárias. Houve também evidências de duplo sentido de causalidade em relação à variável educacional, externando antecipação de variações na educação em relação ao PIB e à PTF e vice-versa. Desse modo, os determinantes presentes na análise, em um ponto de vista estatístico, adicionaram informações relevantes para as previsões de variação observadas no PIB e na PTF do setor agropecuário.

Em síntese, os resultados mostram que as relações entre o PIB e a PTF da agropecuária e investimentos em infra-estrutura e educação mantêm coerência com a literatura econômica. Assim, aumentos nos investimentos direcionados a essas áreas podem gerar condições para o aumento do produto do setor agropecuário, no longo prazo, por meio de maiores aprofundamentos de capital que possibilitem a obtenção de maiores volumes de produto na função de

produção da economia. Dessa forma, os investimentos podem se converter em crescimento econômico através da elevação do produto *per capita* e do volume de riqueza.

Três resultados específicos requerem alguns comentários adicionais: a obtenção de evidências de que investimentos em rodovias não mantiveram relação de longo prazo estatisticamente significativa com o produto agropecuário é preocupante, e representa a ineficácia de várias gestões federais, ao longo das últimas três décadas, na definição de políticas públicas que sejam voltadas para a modernização e ampliação da extensão total das estradas existentes no País.

Em segundo lugar, os resultados concernentes à variável de crédito rural indicam que os mecanismos de concessão de financiamento devem ser cerceados por normas e sistemas legais que inibam agentes tomadores de aplicar os montantes obtidos em atividades especulativas.

Por fim, o governo deve procurar investir cada vez mais no aperfeiçoamento das redes de ensino das zonas rurais. Isso é fundamental dado que a atividade agrícola, já há alguns anos, passa por uma intensificação ininterrupta na utilização de técnicas mais modernas e mecanizadas em seu processo produtivo, o que exige uma mão-de-obra especializada e preparada para a assimilação dos novos métodos.

O presente trabalho contribuiu por meio da tentativa de explicar como os determinantes considerados interferem nas possibilidades de crescimento do setor agropecuário nacional. Ao procurar estabelecer interligações de longo prazo entre PIB e PTF da agropecuária e variáveis de infra-estrutura, crédito e educação, o estudo tentou suprir a carência de análises mais completas da atividade do setor.

Conclui-se, assim, como fundamental que o governo reverta a morosidade na realização de investimentos em infra-estrutura e implemente melhorias na educação rural, a fim de acelerar as possibilidades de expansão do produto e da produtividade da agropecuária brasileira.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, L. F. **Ambiente institucional e contratos de crédito agrícola: três estudos críticos**. 229f. Tese (Doutorado em Administração) – Departamento de Administração, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

ALSTON, J. M.; CHAN-KANG, C.; MAGALHÃES, E. C.; PARDEY, P. G.; VOSTI, S. A. **The value of Embrapa varietal improvement research**. A report prepared for Embrapa by the International Food Policy Research Institute (IFPRI), in collaboration with the University of California. Davis, 2001.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – ANFAVEA. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br>>. Acesso em: 20 jan. 2009.

ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, n. 2, p. 177-200, 1989.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Anuário Estatístico do Crédito Rural 2007**. Brasília, 2007. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?RELRURAL2007>>. Acesso em: 20 out. 2008.

BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, pt. 2, p. S103-S125, 1990.

BARRO, R. J.; SALA-i-MARTIN, X. **Economic growth**. Cambridge: The MIT Press, 2004.

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

BARROS, J. R.; PASTORE, A. C.; RIZZIERI, J. A. A evolução recente da agricultura brasileira. In: BARROS, J. R.; GRAHAM, D. (Eds.). **Estudos sobre a modernização da agricultura brasileira**. São Paulo: IPE, 1977.

BERNANKE, B. S., GÜRKAYNAK, R. S. Is growth exogenous? Taking Mankiw, Romer and Weil seriously. **NBER Macroeconomics Annual**, vol. 16, p. 11-57, 2001.

COELHO, A. B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos**. 136 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo. São Paulo, 2002.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 15 out. 2008.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DOS TRANSPORTES – CNT. **Pesquisa Ferroviária 2006**. Brasília: CNT, 2006.

_____. **Pesquisa Rodoviária 2007**. Brasília: CNT, 2007.

COSTA, D.; PADULA, R. Uma proposta de plano de ação em infra-estrutura de transportes para o Brasil: 2007-2010. **Comunicação & Política**, v. 25, n. 1, p. 121-152, 2007.

DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRA-ESTRUTURA TERRESTRE – DNIT. Disponível em: <<http://www.dnit.gov.br/noticias/investimentoferroviario>>. Acesso em: 07 dez. 2008.

DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; LEVINE, R. Finance, financial sector policies, and long-run growth. **Comission on Growth and Development Working Paper**, n. 11, 2008.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. **Macroeconomia**. São Paulo: McGraw-Hill, 2009.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA – EPE. **Consumo final e conservação de energia elétrica (1970-2005)**. Brasília: EPE, 2006.

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

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 252-276, 1987.

EVANS, P.; KARRAS, G. Are government activities productive? Evidence from a panel of U.S. states. **The Review of Economics and Statistics**, v. 76, n. 1, p. 1-11, 1994.

FERREIRA, P. C. Infra-estrutura pública, produtividade e crescimento. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 187-202, 1994.

FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos da infra-estrutura no Brasil: 1950-1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 2, p. 315-338, 1998.

_____. **Investimentos, fontes de financiamentos e evolução do setor de infra-estrutura no Brasil: 1950-1996**. Ensaios Econômicos, n. 346. Rio de Janeiro: FGV, 1999.

FREITAS, C. A.; BACHA, C. J. C. Contribuição do capital humano para o crescimento da agropecuária brasileira – período de 1970 a 1996. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 4, p. 533-557, 2004.

_____;_____; FOSSATTI, D. M. Avaliação do desenvolvimento do setor agropecuário no Brasil: período de 1970 a 2000. **Economia e Sociedade**, v. 16, n. 1, p. 111-124, 2007.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. Disponível em: <<http://fgvdados.fgv.br>>. Acesso em: 17 dez. 2008.

GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. **Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos anos oitenta**. Texto para discussão n. 204 – IPEA, Brasília: 1990.

GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. Produtividade total dos fatores na agricultura. **Preços Agrícolas**, Piracicaba, n. 165, p. 3-7, 2000.

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

GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M.; BASTOS, E. T. Gastos públicos em agricultura: retrospectiva e prioridades. **Revista Economia**, v. 7, n. 4, p. 209-237, 2006.

GOMES, S. C. **Análise econométrica da produtividade total dos fatores na Amazônia Legal, 1990-2004**. 206f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. New Jersey: Pearson Education, 2002.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HOMEM DE MELO, F. B. Agricultura brasileira nos anos 90: o real e o futuro. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 1, p. 163-182, 1998.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 11 set. 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 05 set. 2008.

ISTAKE, M.; BACHA, J. C. Comportamento do emprego na agropecuária do Paraná – período de 1970 a 1996. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 37, n. 4, p. 71-101, 1999.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-210, 1990.

JONES, C.I. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. Rio de Janeiro: Campus, 2000.

LACERDA, S. M. O financiamento da infra-estrutura rodoviária através de contribuintes e usuários. **BNDES Setorial**, n. 21, p. 141-159, 2005a.

LACERDA, S. M. Investimentos nos portos brasileiros: oportunidades da concessão da infra-estrutura portuária. **BNDES Setorial**, n. 22, p. 297-315, 2005b.

LAU, L. J.; JAMISON, D. T.; LIU, S. C.; RIVKIN, S. Education and economic growth: some cross-sectional evidence from Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 41, p. 45-70, 1993.

LIMA, J. E. F. W.; FERREIRA, R. S. A.; CHRISTOFIDIS, D. **O uso da irrigação no Brasil**. Disponível em: <<http://www.cf.org.br/cf2004/irrigacao.doc>>. Acesso em: 08 set. 2008.

LUCAS, R. E., Jr. Making a miracle. **Econometrica**, v. 61, n. 2, p. 251-272, 1993.

LUCAS, R. E., Jr. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, 1988.

LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P.; TRENKLER, C. Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process. **The Econometrics Journal**, v. 4, n. 2, p. 287-310, 2001.

_____. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MEC/INEP/SAEB. **Resultados do SAEB 2003**. Brasília, 2004. Disponível em: <<http://www.inep.gov.br>>. Acesso em: 16 out. 2008.

MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C. Efeitos dos investimentos em infra-estrutura na produtividade total dos fatores na agricultura. In: TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. (Eds.). **Investimento e crescimento econômico no Brasil**. Viçosa: UFV, DER, 2006.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO – MAPA. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 8 mar. 2009.

MINISTÉRIO DOS TRANSPORTES. Disponível em: <<http://www.transportes.gov.br>>. Acesso em: 10 set. 2008.

MORRISON, C. J.; SCHWARTZ, A. State infrastructure and productive performance. **The American Economic Review**, v. 86, n. 5, p. 1095-1111, 1996.

MUNNELL, A. H. Why has productivity declined? Productivity and public investment”. **New England Economic Review**, Federal Reserve Bank of Boston, January/February, p. 3-22, 1990.

NETO, F. G.; GELINSKI, C. R. O. Persistirá a queda do PIB da agropecuária? **Atualidade Econômica**, n. 48, p. 23-26, 2005.

NOGUEIRA JUNIOR, S.; TSUNECHIRO, A. Produção agrícola e infra-estrutura de armazenagem no Brasil. **Informações Econômicas**, v. 35, n. 2, p. 7-18, São Paulo, 2005.

OLIVEIRA, M. A. S.; TEIXEIRA, E. C. Oferta de serviços de infra-estrutura, redução nos impostos e crescimento da economia brasileira: uma abordagem de equilíbrio geral. In: TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. (Eds.). **Investimento e crescimento econômico no Brasil**. Viçosa: UFV, DER, 2006.

PÊGO FILHO, B.; CÂNDIDO JÚNIOR, J.O.; PEREIRA, F. **Investimento e financiamento da infra-estrutura no Brasil: 1990/2002**. Texto para discussão n.680 – IPEA, Brasília: 1999.

PEREIRA, C. M.; ARAÚJO, J. T. Crescimento econômico: uma resenha da literatura. In: FONTES, R. (Org.). **Estabilização e crescimento**. Viçosa: UFV, 1997.

PIRES, M. C. C. **Crédito e crescimento econômico: evidências para os municípios brasileiros**. VII Encontro de Economia da Região Sul – Anpec Sul, 2005.

REZENDE, G. C. Agricultura e ajuste no Brasil: novas considerações. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 19, n. 3, p. 560-578, 1989.

RIGOTTO, M. E.; SOUZA, N. J. Evolução da educação no Brasil, 1970-2003. **Análise**, v. 16, n. 2, p. 339-358, 2005.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

SANT'ANNA, A. A.; FERREIRA, F. M. R. Crédito Rural: da especulação à produção. **Visão do Desenvolvimento – BNDES**, n. 11, 2006.

SILVA, G. J. C.; FORTUNATO, W. L. L. **Infra-estrutura e crescimento: uma avaliação do caso brasileiro no período de 1985-1998**. XII Fórum de desenvolvimento do Banco do Nordeste Brasileiro (BNB). 2007.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 2, p. 65-94, 1956.

SOLOW, R. M. Technical change and the aggregate production function. **Review of Economics and Statistics**, v. 39, n. 8, p. 312-320, 1957.

SPOLADOR, H. F. S. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda sobre a agricultura brasileira**. 107 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

TSAKOK, I.; GARDNER, B. Agriculture in economic development: primary engine of growth or chicken and egg? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 5, p. 1145-1151, 2007.

UZAWA, H. Optimum technical change in an aggregative model of economic growth. **International Economic Review**, v. 6, n. 1, p. 18-31, 1965.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. New York: John Wiley & Sons, Inc., 2000.

VICENTE, J. R.; ANEFALOS, L. C.; CASER, D. V. Influência do capital humano, insumos modernos e recursos naturais na produtividade agrícola. In: HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. (Orgs.). **Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro**. Rio de Janeiro: IPEA, 2003.

WANG, P. **Financial econometrics: methods and models**. New York: Routledge, 2003.

YOUNG, A. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 3, p. 641-680, 1995.

ZEPEDA, L. Agricultural investment, production capacity and productivity. In: ZEPEDA, L. (Ed.). **Agricultural investment and productivity in developing countries**. University of Wisconsin-Madison, 2001.

ZHANG, X.; FAN, S. How productive is infrastructure? A new approach and evidence from rural India. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 86, n. 2, p. 492-501, 2004.

APÊNDICES

APÊNDICE A
DERIVAÇÕES DE ALGUMAS DAS EQUAÇÕES CITADAS

A.1. Equações (4) e (5) – condições de primeira ordem do problema de maximização de lucros (3)

O problema de maximização de lucros com os quais as firmas se deparam, no modelo de Solow, é o seguinte:

$$\max_{K,L} \pi = K^\alpha L^{1-\alpha} - rK - wL.$$

A otimização se dá a partir da satisfação das seguintes condições de primeira ordem:

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = \alpha K^{\alpha-1} L^{1-\alpha} - r = 0 \Rightarrow r = \alpha K^{\alpha-1} L^{1-\alpha} \Rightarrow r = \alpha \frac{K^\alpha}{K} L^{1-\alpha}; \quad \text{dado que}$$

$$Y = K^\alpha L^{1-\alpha}, \text{ tem-se, conseqüentemente, que } r = \alpha \frac{Y}{K}.$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = (1-\alpha) K^\alpha L^{-\alpha} - w = 0 \Rightarrow w = (1-\alpha) K^\alpha \frac{L^{1-\alpha}}{L} \Rightarrow w = (1-\alpha) \frac{Y}{L}.$$

A.2. Equação (8) – taxa de crescimento do parâmetro aumentador de trabalho (ou parâmetro de tecnologia) “A”

Logaritmizando $A = A(t) = A_0 e^{gt}$ chega-se a:

$$\ln A(t) = \ln A_0 + gt \ln e \Rightarrow \ln A(t) = \ln A_0 + gt .$$

Derivando com relação ao tempo:

$$\frac{d \ln A(t)}{dt} = g .$$

Aplicando a regra da cadeia no lado esquerdo:

$$\frac{1}{A(t)} \frac{dA(t)}{dt} = g \Rightarrow \frac{\dot{A}}{A} = g .$$

A.3. Equação (12) – taxa de crescimento do produto por trabalhador “y”

A equação (11) representa a função de produção “Harrod-neutra” em termos de produto por trabalhador. Ela é dada por:

$$y = k^\alpha A^{1-\alpha} .$$

Tomando os logaritmos da equação:

$$\ln y = \alpha \ln k + (1 - \alpha) \ln A .$$

Derivando a expressão com relação ao tempo:

$$\frac{d \ln y(t)}{dt} = \alpha \frac{d \ln k(t)}{dt} + (1 - \alpha) \frac{d \ln A(t)}{dt} .$$

Aplicando a regra da cadeia nos termos:

$$\frac{1}{y(t)} \frac{dy(t)}{dt} = \alpha \frac{1}{k(t)} \frac{dk(t)}{dt} + (1-\alpha) \frac{1}{A(t)} \frac{dA(t)}{dt} \Rightarrow \frac{\dot{y}}{y} = \alpha \frac{\dot{k}}{k} + (1-\alpha) \frac{\dot{A}}{A}.$$

A.4. Equação (13) – igualdade entre as taxas de crescimento do produto por trabalhador “y”, do capital “k” e do parâmetro aumentador de trabalho “A”

Dado que y e k crescem à mesma taxa, tem-se, então, que $g_y = g_k$, em que g_y e g_k representam, respectivamente, as taxas de crescimento do produto e do capital. Recordando que a taxa de crescimento da tecnologia é dada por $\dot{A}/A = g$, substituindo-se estes resultados na equação (12), tem-se:

$$g_y = \alpha g_k + (1-\alpha)g \Rightarrow g_y = \alpha g_k + g - \alpha g.$$

Rearranjando os termos:

$$g_y - \alpha g_k = g - \alpha g \Rightarrow (1-\alpha)g_y = (1-\alpha)g \Rightarrow g_y = g.$$

Logo:

$$g_y = g_k = g.$$

A.5. Equação (14) – função de produção em termos das razões produto-tecnologia “ \tilde{y} ” e capital-tecnologia “ \tilde{k} ”

A função de produção “Harrod-neutra”, em termos da razão entre o produto e o trabalho aumentado pela tecnologia, é dada por:

$$\frac{Y}{AL} = \left(\frac{K}{AL} \right)^\alpha \left(\frac{AL}{AL} \right)^{1-\alpha}.$$

Considerando que $Y/AL = \tilde{y}$, e que $K/AL = \tilde{k}$:

$$\tilde{y} = \tilde{k}^\alpha .$$

A.6. Equação (15) – taxa de crescimento da força de trabalho “L”

Logaritmizando $L = L(t) = L_0 e^{nt}$:

$$\ln L(t) = \ln L_0 + nt .$$

Derivando com relação ao tempo:

$$\frac{d \ln L(t)}{dt} = n \Rightarrow \frac{1}{L(t)} \frac{dL(t)}{dt} = n \Rightarrow \frac{\dot{L}}{L} = n .$$

A.7. Equação (16) – taxa de crescimento da razão capital-tecnologia “ \tilde{k} ”

Sabe-se que:

$$\tilde{k} = \frac{K}{AL} .$$

Logaritmizando tem-se:

$$\ln \tilde{k} = \ln K - (\ln AL) \Rightarrow \ln \tilde{k} = \ln K - \ln A - \ln L .$$

Derivando com relação ao tempo:

$$\frac{d \ln \tilde{k}(t)}{dt} = \frac{d \ln K(t)}{dt} - \frac{d \ln A(t)}{dt} - \frac{d \ln L(t)}{dt} ,$$

$$\frac{1}{\tilde{k}(t)} \frac{d\tilde{k}(t)}{dt} = \frac{1}{K(t)} \frac{dK(t)}{dt} - \frac{1}{A(t)} \frac{dA(t)}{dt} - \frac{1}{L(t)} \frac{dL(t)}{dt} ,$$

$$\frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} = \frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{A}}{A} - \frac{\dot{L}}{L}.$$

A.8. Equação (17) - acumulação de capital por trabalhador com progresso tecnológico

Das equações (8), (15) e (16), tem-se:

$$\frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} = \frac{\dot{K}}{K} - g - n.$$

Substituindo-se (9) na última equação:

$$\frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} = \frac{sY - dK}{K} - g - n \Rightarrow \frac{\dot{\tilde{k}}}{\tilde{k}} = \frac{sY}{K} - d - g - n,$$

$$\dot{\tilde{k}} = \tilde{k} \left(\frac{sY}{K} - d - g - n \right) \Rightarrow \dot{\tilde{k}} = \frac{sY}{AL} - (n + g + d)\tilde{k} \Rightarrow \dot{\tilde{k}} = \tilde{s}\tilde{y} - (n + g + d)\tilde{k}.$$

A.9. Equação (20) – variação das unidades efetivas de força de trabalho qualificado “H” em relação à variação da fração de tempo dedicada ao aprendizado “u”

Tomando os logaritmos da equação (19), obtém-se

$$\ln H = \psi u \ln e + \ln L,$$

$$\ln H = \psi u + \ln L.$$

Derivando com relação a u :

$$\frac{d \ln H}{du} = \psi.$$

A.10. Equação (25) – produto por trabalhador, de equilíbrio, no modelo de Solow com capital humano

Fazendo-se $\hat{k} = 0$ e substituindo em (24):

$$0 = s_K \hat{y} - (n + g + d) \hat{k},$$

$$s_K \hat{y} = (n + g + d) \hat{k}.$$

Usando a equação (23):

$$s_K \hat{k}^\alpha = (n + g + d) \hat{k} \Rightarrow \frac{\hat{k}}{\hat{k}^\alpha} = \frac{s_K}{n + g + d},$$

$$(\hat{k})^{1-\alpha} = \frac{s_K}{n + g + d} \Rightarrow \hat{k} = \left(\frac{s_K}{n + g + d} \right)^{1/1-\alpha}.$$

Usando novamente (23), tem-se, no estado estacionário, que

$$\hat{y}^* = \left(\frac{s_K}{n + g + d} \right)^{\alpha/1-\alpha}.$$

Dado que $\hat{y} \equiv y / Ah$, obtém-se

$$\frac{y^*}{Ah} = \left(\frac{s_K}{n + g + d} \right)^{\alpha/1-\alpha} \Rightarrow y^*(t) = \left(\frac{s_K}{n + g + d} \right)^{\alpha/1-\alpha} hA(t).$$

A.11. Equação (27) – formulação da decomposição do crescimento

Tomando os logaritmos da equação (26), chega-se a:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \gamma \ln L.$$

Derivando com relação ao tempo:

$$\frac{d \ln Y(t)}{dt} = \frac{d \ln A(t)}{dt} + \alpha \frac{d \ln K(t)}{dt} + \gamma \frac{d \ln L(t)}{dt},$$

$$\frac{1}{Y(t)} \frac{dY(t)}{dt} = \frac{1}{A(t)} \frac{dA(t)}{dt} + \alpha \frac{1}{K(t)} \frac{dK(t)}{dt} + \gamma \frac{1}{L(t)} \frac{dL(t)}{dt},$$

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha \frac{\dot{K}}{K} + \gamma \frac{\dot{L}}{L}.$$

APÊNDICE B

Tabela 1B – Produto Interno Bruto agropecuário brasileiro deflacionado pelo deflator implícito do PIB nacional, para o período 1974/2005

Ano	PIB agropecuário (em R\$ milhões de 2000)
1974	51934,172
1975	57005,389
1976	60650,897
1977	64529,536
1978	68656,215
1979	73046,796
1980	77718,155
1981	81014,134
1982	84449,893
1983	88031,361
1984	91764,716
1985	95656,401
1986	96472,645
1987	95064,818
1988	96598,852
1989	107788,748
1990	74071,016
1991	67439,968
1992	66792,896
1993	75672,918
1994	100619,955
1995	78490,015
1996	76786,407
1997	75618,242
1998	78762,573
1999	76112,892
2000	76549,416
2001	85391,140
2002	69936,378
2003	79281,478
2004	77825,152
2005	66270,402

Fonte: IBGE.

Tabela 2B – Preços de venda de terras para lavouras e pastagens, no Brasil, para o período 1977/2005

Ano	Preços de terras para lavouras (em R\$ correntes)	Preços de terras para pastagens (em R\$ correntes)
1977	4,31782e-09	2,35091e-09
1978	5,51855e-09	3,17036e-09
1979	8,43964e-09	4,92382e-09
1980	1,80106e-08	1,08885e-08
1981	4,12195e-08	2,30871e-08
1982	7,72789e-08	4,09129e-08
1983	1,64492e-07	8,56085e-08
1984	6,01365e-07	3,31366e-07
1985	2,34387e-06	1,30265e-06
1986	9,58909e-06	5,72509e-06
1987	2,00189e-05	1,2034e-05
1988	0,000108086	5,40315e-05
1989	0,002053818	0,001193634
1990	0,0518527	0,029592
1991	0,2372725	0,13237045
1992	2,1269285	1,221308
1993	76,3031	43,46855
1994	1599,165	980,0325
1995	1609,5	922
1996	1292,715	672,4
1997	1275,145	655,32
1998	1281,91	629,53
1999	1400,32	668,315
2000	1621,275	783,74
2001	1989,14	996,735
2002	2559,135	1282,925
2003	3620,725	1734,825
2004	4360,61	2137,575
2005	4646,185	2397,88

Fonte: FGV.

Tabela 3B – Áreas colhidas de culturas selecionadas, no Brasil, para o período 1977/2005 (em mil hectares)

Ano	Algodão arbóreo	Algodão herbáceo	Arroz	Cacau	Café	Cana	Feijão	Laranja	Mandioca	Milho	Soja	Trigo
1977	2562,2	1534,8	5992,1	412,7	1941,5	2270,0	4551,0	421,7	2175,5	11797,4	7070,3	3153,3
1978	2479,9	1471,1	5623,5	443,9	2183,7	2391,5	4617,3	454,5	2148,7	11124,8	7782,2	2811,2
1979	2360,0	1286,2	5452,1	453,6	2406,2	2537,0	4212,4	475,0	2111,1	11318,9	8256,1	3830,5
1980	2346,1	1353,4	6243,1	482,5	2433,6	2607,6	4643,4	575,2	2015,9	11451,3	8774,0	3122,1
1981	2114,4	1396,6	6101,8	504,9	2617,8	2825,9	5026,9	575,2	2067,3	11520,3	8501,2	1920,1
1982	2055,9	1568,3	6024,7	533,3	1895,5	3084,3	5926,1	590,0	2122,0	12619,5	8203,3	2827,9
1983	1579,3	1347,2	5108,3	590,7	2346,0	3478,8	4064,0	624,4	2061,2	10706,0	8137,1	1879,1
1984	1440,7	1673,4	5351,5	586,2	2505,4	3655,8	5320,2	632,1	1815,5	12018,4	9421,2	1741,7
1985	1337,3	2252,9	4754,7	649,1	2533,8	3912,0	5315,9	663,1	1868,1	11798,3	10153,4	2676,7
1986	1163,9	1995,9	5585,0	655,5	2591,5	3951,8	5477,7	707,8	2051,5	12465,8	9181,6	3864,3
1987	691,1	1277,3	5979,8	649,4	2875,6	4314,1	5201,8	725,6	1936,0	13503,4	9134,3	3455,9
1988	734,4	1824,6	5959,1	702,5	2975,2	4117,4	5781,2	805,7	1752,0	13169,0	10520,0	3467,6
1989	618,6	1506,8	5250,1	660,0	3026,5	4075,8	5181,0	882,6	1880,9	12931,8	12211,2	3281,4
1990	511,8	1383,6	3944,9	663,3	2905,8	4270,9	4680,1	910,5	1933,6	11390,7	11481,1	2680,9
1991	345,4	1484,1	4127,3	667,0	2767,4	4210,9	5442,8	980,8	1943,1	13109,8	9618,3	1994,8
1992	283,7	1594,2	4687,0	730,6	2498,5	4201,3	5150,3	986,5	1826,2	13389,0	9435,7	1957,7
1993	137,3	922,4	4420,8	733,3	2257,2	3863,3	3886,4	798,8	1813,5	11868,0	10627,5	1461,9
1994	121,1	1060,3	4415,2	698,3	2095,6	4344,5	5469,0	895,8	1849,3	13747,7	11514,4	1348,0
1995	88,1	1104,1	4375,9	737,7	1868,0	4565,4	4996,1	854,9	1943,2	13960,0	11657,6	993,9
1996	50,3	805,4	3917,5	683,5	1989,9	4827,3	4944,7	976,3	1938,4	13415,4	10736,0	1820,1
1997	26,2	634,2	3594,9	728,2	2048,2	4877,8	4827,3	978,8	1909,2	13571,0	11495,2	1514,3
1998	11,0	828,1	3069,1	710,0	2081,6	4972,0	3324,4	1014,8	1587,8	10605,3	13259,5	1422,8
1999	7,6	664,0	3840,0	680,7	2207,7	4950,9	4148,4	1021,8	1582,5	11608,7	13008,0	1253,0
2000	13,6	799,4	3655,3	697,4	2269,9	4846,0	4332,3	850,9	1721,7	11614,7	13640,0	1065,9
2001	8,6	873,4	3147,4	672,9	2304,2	5023,5	3467,6	820,2	1740,9	12354,7	13934,9	1702,3
2002	7,8	757,6	3152,8	582,2	2365,1	5093,3	2447,8	826,2	1688,9	9148,0	16344,2	2043,0
2003	5,3	710,0	3149,7	581,2	2405,3	5342,9	2385,3	820,7	1670,4	9357,0	18469,4	2488,1
2004	7,1	1145,7	3731,9	591,7	2383,3	5555,9	2241,2	818,4	1773,4	9056,3	21479,3	2797,7
2005	5,0	1254,9	3918,9	678,9	2320,1	5791,8	2058,3	803,8	1886,4	8579,8	22932,8	2358,6

Fonte: FGV.

Tabela 4B – Áreas de pastagens no Brasil, para o período 1974/2005

Ano	Áreas de pastagens (em mil hectares)
1974	160454,1
1975	162073,1
1976	163708,5
1977	165360,4
1978	167029,0
1979	168714,4
1980	170416,8
1981	172136,4
1982	173873,3
1983	175627,8
1984	177400,0
1985	179190,0
1986	179040,4
1987	178891,0
1988	178741,7
1989	178592,5
1990	178443,4
1991	178294,5
1992	178145,7
1993	177997,0
1994	177848,4
1995	177700,0
1996	177949,1
1997	178198,6
1998	178448,4
1999	178698,6
2000	178949,1
2001	179200,0
2002	176750,0
2003	174290,0
2004	172700,0
2005	176270,0

Fonte: IBGE.

Tabela 5B – Faturamento com vendas de máquinas agrícolas automotrizes no Brasil, para o período 1966/2005

Ano	Faturamento - vendas de máquinas agrícolas (R\$ milhões de 2007)
1966	739,1
1967	559,7
1968	875,6
1969	977,0
1970	1097,9
1971	1714,1
1972	2693,0
1973	5540,0
1974	7059,0
1975	9812,4
1976	9168,9
1977	8051,6
1978	5928,0
1979	7441,2
1980	7991,1
1981	7326,2
1982	7041,5
1983	5857,8
1984	8229,0
1985	9681,8
1986	9071,4
1987	11627,9
1988	10541,7
1989	10422,8
1990	6359,0
1991	5738,9
1992	6245,9
1993	6105,5
1994	8543,0
1995	4344,6
1996	3978,0
1997	4919,9
1998	6442,8
1999	5631,6
2000	5955,3
2001	6844,5
2002	8439,6
2003	9100,7
2004	12813,5
2005	9167,0

Fonte: ANFAVEA.

Tabela 6B – Número de trabalhadores formais empregados na agropecuária no Brasil, para o período 1977/2005

Ano	Número de trabalhadores
1977	641499
1978	672793
1979	639529
1980	655440
1981	671746
1982	744206
1983	524608
1984	793643
1985	1035380
1986	1152753
1987	1193957
1988	1095108
1989	1197095
1990	1084174
1991	1033991
1992	1088172
1993	1158309
1994	1494190
1995	1575337
1996	1557677
1997	1580963
1998	1567666
1999	1617230
2000	1689547
2001	1704145
2002	1785961
2003	1868364
2004	1924504
2005	1993833

Fontes: Mendes e Teixeira (2006) e IBGE.

Tabela 7B – Índice de preços ao consumidor geral (IPC geral), ago. 1994 = 100 –
Rio de Janeiro, para o período 1974/2005

Ano	IPC geral - Índice
1974	7,44015e-11
1975	9,59505e-11
1976	1,36129e-10
1977	1,95667e-10
1978	2,71395e-10
1979	4,14406e-10
1980	7,5751e-10
1981	1,55722e-09
1982	3,08314e-09
1983	7,4606e-09
1984	2,21387e-08
1985	7,23864e-08
1986	1,76434e-07
1987	5,85209e-07
1988	4,5781e-06
1989	6,34973e-05
1990	0,001947946
1991	0,010385476
1992	0,114356358
1993	2,52152775
1994	68,992225
1995	125,6984167
1996	150,0890833
1997	161,9580833
1998	170,7859167
1999	180,2036667
2000	194,5285833
2001	208,0123333
2002	225,0963333
2003	258,3859167
2004	274,79375
2005	291,3810833

Fonte: FGV.

Tabela 8B – Investimentos federais em transportes no Brasil, para o período 1974/2005

Ano	Investimento em rodovias (R\$ milhões de 1995)	Investimento em ferrovias (R\$ milhões de 1995)	Investimento em portos (R\$ milhões de 1995)
1974	2735,386	1145,097	450,576
1975	2224,122	2292,764	348,112
1976	2098,478	2559,017	297,852
1977	1581,898	1720,281	519,870
1978	1450,937	1433,956	487,756
1979	1297,361	1304,196	410,211
1980	1421,913	1728,971	402,584
1981	1343,124	1505,293	170,267
1982	1145,616	1179,995	302,717
1983	1035,684	999,770	247,005
1984	907,909	592,788	186,942
1985	662,945	245,985	175,511
1986	1365,072	348,240	105,886
1987	1718,879	445,361	171,452
1988	1593,290	951,950	221,936
1989	1746,785	409,525	249,706
1990	605,641	373,182	27,367
1991	1118,181	312,384	110,742
1992	1030,224	284,215	107,822
1993	935,217	300,823	65,240
1994	551,196	161,549	88,093
1995	534,923	22,276	110,946
1996	841,032	82,561	142,029
1997	1126,036	156,017	247,334
1998	1296,232	143,795	267,832
1999	978,066	65,585	125,951
2000	1181,090	59,812	115,682
2001	1386,496	70,909	109,261
2002	918,895	72,185	74,626
2003	479,535	37,962	30,182
2004	615,830	107,643	83,516
2005	1212,654	230,3030	109,183

Fontes: Ferreira e Malliagros (1998) e Ministério dos Transportes (2007).

Tabela 9B – Dados de consumo de energia elétrica pela agropecuária, gastos da Embrapa e extensão de áreas irrigadas no Brasil, para o período 1974/2005

Ano	Consumo de eletricidade - agropecuária (em GWh)	Gastos da Embrapa (R\$ milhões de 2000)	Áreas irrigadas (em mil hectares)
1974	655	2735,39	1031
1975	750	2224,12	1100
1976	869	2098,48	1186
1977	1043	1581,90	1278
1978	1335	1450,94	1377
1979	1594	1297,36	1484
1980	2038	1421,91	1600
1981	2494	1343,12	1615
1982	2758	1145,62	1630
1983	3220	1035,68	1645
1984	3834	907,91	1660
1985	4477	662,94	1676
1986	5004	1365,07	1987
1987	5875	1718,88	2046
1988	6223	1593,29	2108
1989	6357	1746,78	2212
1990	6666	605,64	2284
1991	7319	1118,18	2361
1992	7538	1030,22	2442
1993	8005	935,22	2528
1994	8390	551,20	2620
1995	9173	534,92	2822
1996	9852	841,03	2730
1997	10799	1126,04	2836
1998	11603	1296,23	2943
1999	12671	978,07	2941
2000	12856	1181,09	3045
2001	12395	1386,50	3149
2002	12922	918,89	3242
2003	14283	479,53	3339
2004	14895	615,83	3440
2005	16568	1212,65	3576

Fontes: EPE (2006), Gasques et al. (2006), Lima et al. (2004) e Mendes e Teixeira (2006).

Tabela 10B – Capacidade estática dos armazéns cadastrados na Conab, para o período 1980/2005

Ano	Capacidade estática – Armazenagem (em mil toneladas)
1980	40449,0
1981	45812,0
1982	49474,0
1983	52698,0
1984	56210,0
1985	59921,0
1986	62239,0
1987	66887,0
1988	71293,0
1989	73374,0
1990	76506,0
1991	77214,0
1992	68710,5
1993	71547,7
1994	86978,7
1995	88988,7
1996	89011,2
1997	89714,9
1998	88722,7
1999	87794,9
2000	87833,0
2001	89227,0
2002	89734,2
2003	93358,6
2004	100056,0
2005	106538,7

Fonte: Conab (2008).

Tabela 11B – Crédito rural e média de anos de escolaridade dos trabalhadores agrícolas no Brasil, para o período 1974/2005

Ano	Crédito rural (em R\$ milhões de 2007)	Média de anos de escolaridade - trabalhadores agrícolas
1974	69315	1,17
1975	101064	1,22
1976	103540	1,28
1977	92438	1,33
1978	93985	1,39
1979	117122	1,45
1980	112008	1,51
1981	97151	1,58
1982	94079	1,65
1983	71017	1,73
1984	43378	1,81
1985	61857	1,89
1986	92240	1,98
1987	72713	2,07
1988	51310	2,17
1989	46855	2,27
1990	26768	2,37
1991	27617	2,48
1992	30621	2,58
1993	26295	2,67
1994	42827	2,78
1995	19489	2,88
1996	17033	2,99
1997	24679	3,11
1998	26879	3,23
1999	25556	3,35
2000	26265	3,48
2001	30987	3,61
2002	34148	3,75
2003	38541	3,89
2004	45814	4,03
2005	44855	4,18

Fontes: BACEN (2007) e Freitas et al. (2007).