**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Produtividade, crescimento e ciclos econômicos
na agricultura brasileira**

Cassiano Bragagnolo

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2012**

Cassiano Bragagnolo
Engenheiro Agrônomo

**Produtividade, crescimento e ciclos econômicos
na agricultura brasileira**

Orientador:
Prof. Dr. **GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências.
Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2012**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - ESALQ/USP**

Bragagnolo, Cassiano
Produtividade, crescimento e ciclos econômicos na agricultura brasileira / Cassiano
Bragagnolo. - Piracicaba, 2012.
168 p: il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2012.

1. Agricultura 2. Ciclos econômicos 3. Crescimento econômico 4. Desenvolvimento econômico 5. Produtividade I. Título

CDD 338.1
B813p

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

AGRADECIMENTOS

Ao professor Geraldo Sant’Ana de Camargo Barros pela orientação, apoio, incentivo e inúmeras sugestões durante o período de elaboração desta tese, bem como da minha dissertação de mestrado e durante a minha vida profissional.

Ao professor Humberto Francisco Silva Spolador do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP, pela ajuda fundamental e pelas ideias compartilhadas em várias etapas da realização deste trabalho.

Ao professor Sérgio de Zen pelo apoio na realização deste trabalho e pela oportunidade de participação em projetos de pesquisa do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e no estágio de docência do Programa de Aperfeiçoamento de Ensino (PAE) realizado no Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP.

Aos professores Mirian Rumenos Piedade Bacchi, Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho e Lucílio Rogério Aparecido Alves do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP, pelas críticas e sugestões apresentadas por ocasião da apresentação do seminário de tese e do exame de qualificação.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo auxílio através da concessão de bolsa de estudos durante o curso de doutorado.

Aos professores do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP, pelos ensinamentos recebidos e ideias compartilhadas.

Aos funcionários do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP, pelo apoio durante todo o período de realização do curso, em especial para Maielli.

Aos colegas do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada (PPGEA), Alexandre Menegário, Elisson (Tiziu), Jeronimo, Renato, Luiza, Marcela, Cláudio Brizolara, Daniel (Capitão) e Carlos pelo coleguismo e companheirismo durante a realização do doutorado.

Aos professores da Universidade Federal de São Carlos (UFSCAR) de Sorocaba Alexandre Nunes de Almeida (Conchas) e Alexandre Lopes Gomes (Jiló) pelos grandes momentos compartilhados.

Não poderia deixar de agradecer aos professores Vania di Addario Guimarães e José Roberto Canziani por terem motivado e influenciado o início da minha carreira acadêmica no

Departamento de Economia Rural e Extensão (DERE) da Universidade Federal do Paraná (UFPR).

À meus pais Nestor Bragagnolo e Carmen Maria Bragagnolo pela paciência, incentivo e apoio irrestrito e incondicional em todos os momentos da minha vida e em especial na elaboração deste trabalho. Agradeço ao meu irmão Nestor Bragagnolo filho e sua esposa Paula Bragagnolo, a minha irmã Bibiana Maria Bragagnolo, bem como a minha tia e madrinha Neura Bragagnolo pelo apoio recebido.

Um agradecimento especial para a Mariusa, pela ajuda, motivação e incentivo nos momentos mais difíceis da realização deste trabalho.

SUMÁRIO

RESUMO	9
ABSTRACT	11
LISTA DE FIGURAS	13
LISTA DE TABELAS	15
1 INTRODUÇÃO	17
1.1 Objetivos	20
1.1.1 Objetivo geral	20
1.1.2 Objetivos específicos.....	20
1.2 Organização do estudo	21
Referências	22
2 CRESCIMENTO E PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA AGRICUL-TURA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA.....	23
Resumo.....	23
Abstract	23
2.1 Introdução.....	23
2.2 Revisão bibliográfica.....	27
2.3 Metodologia	33
2.4 Base de dados	36
2.4.1 Produto	37
2.4.2 Estoque de capital.....	37
2.4.3 Trabalho	38
2.4.4 Terras.....	38
2.5 Resultados e discussão	39
2.6 Conclusão	50
Referências	51

3	IMPACTOS DINÂMICOS DOS FATORES DE PRODUÇÃO E DA PRODUTIVIDADE SOBRE A FUNÇÃO DE PRODUÇÃO AGRÍCOLA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA	55
	Resumo	55
	Abstract.....	55
3.1	Introdução	55
3.2	Revisão Bibliográfica	56
3.3	Modelo econométrico	64
3.4	Base de dados	65
3.4.1	Número de horas trabalhadas na agricultura	66
3.4.3	Terras	69
3.4.4	Investimento e capital agrícola	69
3.4.5	Produtividade total dos fatores	71
3.5	Resultados e discussão.....	73
3.5.1	Resultados dos testes de raiz unitária	73
3.5.2	Resultados dos testes de cointegração	75
3.5.3	Resultados dos coeficientes da matriz A_0	76
3.5.4	Decomposição da variância dos erros de previsão	76
3.5.5	Funções de impulso resposta	79
3.6	Conclusão	86
	Referências	87
4	PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E CICLOS ECONÔMICOS REAIS NA AGRICULTURA BRASILEIRA	93
	Resumo	93
	Abstract.....	93
4.1	Introdução	93
4.2	Revisão Bibliográfica	94
4.3	Modelo teórico.....	98

4.4 Modelo econométrico.....	102
4.4.1 Mecanismos básicos da estimação bayesiana	102
4.4.1.1 Teorema de Bayes	103
4.4.2 Modelos RBC e estimação bayesiana	105
4.4.3 Estimação da função de verossimilhança.....	105
4.4.4 Algoritmo de Metropolis-Hastings.....	106
4.5 Base de dados, calibração e estimação do modelo.....	108
4.5.1 Base de dados	108
4.5.1.1 Número de horas trabalhadas na agricultura	108
4.5.1.2 Produto agrícola	109
4.5.1.3 Investimento e capital agrícola.....	110
4.5.2 Calibração.....	111
4.5.3 <i>Prioris</i>	114
4.6 Resultados e discussão	116
4.7 Conclusão	126
Referências	127
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	131
APÊNDICES	135
ANEXOS.....	157

RESUMO

Produtividade, crescimento e ciclos econômicos na agricultura brasileira

Este trabalho é composto por três artigos que visam abordar pontos pouco explorados na literatura de economia agrícola brasileira sobre produtividade total dos fatores (PTF), buscando abordar também o crescimento do setor e seu comportamento nos ciclos econômicos. Após uma breve introdução do tema no primeiro capítulo, analisa-se no segundo capítulo, o crescimento da agricultura brasileira no período 1975 a 2005 por meio de um modelo de fronteira estocástica, com o intuito de decompor a PTF brasileira para cada estado. Os resultados do estudo mostram que o crescimento da PTF foi heterogêneo entre os estados e sugerem que a expansão da agricultura nas regiões Norte e Centro-Oeste foi possível devido à influência do progresso técnico na PTF e que mesmo os estados tradicionais na agricultura apresentaram crescimento da PTF elevado. O segundo artigo, no terceiro capítulo, buscou analisar os impactos dinâmicos dos fatores de produção capital, trabalho e terras no produto agrícola fazendo uso de uma estratégia empírica baseada em um modelo econométrico VAR estrutural para o período compreendido entre 1972 e 2009. Os resultados demonstram que o fator de produção que tem maior influência sobre o produto é o capital. Os resultados indicam, ainda, que à medida que a PTF cresce o trabalho diminui e que, portanto, a modernização da agricultura trouxe inovações tecnológicas poupadoras de mão de obra. A decomposição histórica da variância dos erros de previsão indicou que durante as décadas de 1970 e 1980 o produto agrícola foi maior que o esperado. Isto só foi possível devido aos elevados ganhos de produtividade ocorridos à época. Nas décadas posteriores, embora a produtividade continuasse a elevar o potencial de crescimento do produto, fatores como baixo investimento e diminuição da expansão da fronteira agrícola limitaram o crescimento da produção, que ficou abaixo do previsto pelo modelo. No terceiro artigo, quarto capítulo, buscou-se analisar o papel da PTF e dos fatores de produção no contexto de ciclos econômicos reais, separando choques de produtividade devidos a fatores climáticos ou conjunturais entre outros de choques devidos à mudança de tecnologia com base em um modelo de *Small Open Economy* fundamentado na teoria RBC e fazendo uso de técnicas de calibração e econometria bayesiana ajustado para o período compreendido entre 1972 e 2009. Os resultados obtidos demonstram que um melhor aproveitamento dos ciclos de alta do produto poderia ter sido alcançado caso os investimentos no setor agrícola tivessem sido maiores ao longo do período em análise.

Palavras-chave: Agricultura; Produtividade; Crescimento e desenvolvimento; Produção; Ciclos econômicos

ABSTRACT

Productivity, growth and business cycles in Brazilian agriculture

This work is organized in three articles analyzing some aspects that are not well explored in the Brazilian agricultural economics literature on Total Factor Productivity (TFP). The first article, in the second chapter, analyzes the growth of Brazilian agriculture in the period 1975 to 2005, using a stochastic frontier model to decompose TFP for each Brazilian state. The study results suggest that the expansion of agriculture in the North and Midwest Brazilian states were possible due to the influence of technical progress. The TFP in the traditional agricultural states also showed significant TFP growth. The second article, in the third chapter, analyzes the dynamic impacts of the production factors capital, labor and lands as well as TFP in agriculture economic growth, using a strategy based on a structural VAR empirical model for the period 1972 to 2009. The results show that the production factor which has greater influence on the agriculture economic growth is the capital. The results also suggests that as the TFP increases labor decreases, and that the modernization of agriculture has brought technological innovations that uses less labor in the production process. The variance historical decomposition of forecast errors indicated that during the 1970's and 1980's agricultural product was larger than expected. This was only possible due to the high gains productivity occurred at that time. During the 1990's and 2000's, while productivity continued to increase the potential output growth, factors such as low investment and decreasing land expansion limited the agricultural economic growth, which was lower than expected. In the third article, fourth chapter, we examine the role of TFP in the context of real business cycles, the impacts of two different productivity shocks, shocks due to supply variations and productivity shocks arising from technological advances or shocks Total Factor Productivity (TFP). The model is based on a RBC Small Open Economy Model. The model estimation, based in the period 1972 to 2009, was made using calibration techniques in addition with Bayesian econometric techniques. The results show that TFP shocks could have had more influence on product cycles, if the investment in the period had been higher.

Keywords: Brazilian agriculture; Total factor productivity; Economic growth; Agricultural production factors; Business cycles

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1 – Evolução da produtividade do algodão, do arroz, do feijão, do milho e da soja – safras (1976/77 a 2009/10) – (em kg/ha).....	18
Figura 2.1 – Evolução do PIB brasileiro e do PIB agropecuário brasileiro – variação percentual real – anual (1980 a 2010)	25
Figura 2.2 – Evolução da produtividade total dos fatores (PTF) – Índice (1975 = 100) – anual (1975 a 2008).....	26
Figura 2.3 – Índices de área colhida, valor bruto da produção agrícola e produtividade (1970 = 100), Brasil – anual (1970 a 2010)	28
Figura 2.4 – Índices do PIB agrícola, estoque de capital, mão de obra e área colhida (1975 = 1), Brasil – decenal (1975 a 2005).....	37
Figura 3.1 – Evolução do índice do número de tratores de rodas comercializados (1970=1) – anual (1970 a 2010).....	59
Figura 3.2 – Evolução dos Índices de valor bruto da produção (VBP) ¹ e área colhida ² (1970=1) – anual (1970 a 2008)	63
Figura 3.3 – Horas trabalhadas na agricultura – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009).....	67
Figura 3.4 – Produto agrícola – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009)	68
Figura 3.5 – Área colhida – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009)	69
Figura 3.6 – Capital agrícola (estoque de tratores) – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009)	71
Figura 3.7 – Produtividade total dos fatores agrícola – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009).....	73
Figura 3.8 – Efeitos dos choques acumulados de PTF, horas trabalhadas, capital, área colhida e produto agrícola sobre elas mesmas	80
Figura 3.9 – Efeitos dos choques acumulados de PTF sobre as horas trabalhadas, o capital, a área colhida e o produto agrícola e da PTF sobre ela mesma	81
Figura 3.10 – Efeitos dos choques acumulados de horas trabalhadas, capital, área colhida e PTF sobre o produto agrícola e do produto agrícola sobre ele mesmo	82
Figura 3.11 – Contribuição percentual da PTF na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do produto e erro de previsão do produto– 1974 a 2009.....	85

Figura 3.12 – Contribuição percentual do capital e da área plantada na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do produto e erro de previsão do produto – 1974 a 2009.....	86
Figura 4.1 – <i>Prioris</i>	116
Figura 4.2 – <i>Prioris</i> e <i>posterioris</i> dos modelos com $r^* = 0,095$, $r^*=0,075$, $r^* = 0,053$, $r^* = 0,030$ e $r^* = 0,010$	117
Figura 4.3 – Efeito no investimento relativo a um choque exógeno de PTF (e)	121
Figura 4.4 – Efeito no empréstimo extra setorial relativo a um choque exógeno de PTF (e)	122
Figura 4.5 – Efeito no capital relativo a um choque exógeno de PTF (e)	123
Figura 4.6 – Efeito no número de horas trabalhadas relativo a um choque exógeno de PTF (e)	124
Figura 4.7 – Efeito no produto relativo a um choque exógeno de PTF (e).....	125

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Taxa médias anuais de crescimento do produto agrícola, trabalho, terra, capital, insumos e PTF – 1975 a 2008 e subperíodos	30
Tabela 2.2 – Taxa de crescimento anual da PTF dos países selecionados	31
Tabela 2.3 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança	42
Tabela 2.4 – Resultados do modelo de eficiência com variação no tempo	43
Tabela 2.5 – Resultados para a decomposição da taxa de crescimento anual do produto e da PTF agrícola para os estados brasileiros em percentual (% ao ano) – 1975/2005	44
Tabela 2.6 – Resultados para a decomposição da taxa de crescimento anual do produto e da PTF agrícola por subperíodo em percentual (% ao ano) – Brasil	49
Tabela 3.1 – Índice de mecanização da agricultura brasileira (1950 a 2006)	58
Tabela 3.2 – Número e percentual de pessoal ocupado nos estabelecimentos com e sem laço de parentesco com o produtor (1970 a 2006)	60
Tabela 3.3 – Resultados dos testes de raiz unitária DF-GLS [†] com e sem tendência.....	74
Tabela 3.4 – Resultados dos testes de cointegração entre as variáveis PTF, horas trabalhadas na agricultura, capital agrícola, área colhida e produto agrícola.....	75
Tabela 3.5 – Coeficientes, erro padrão, estatística t e significância do modelo	76
Tabela 3.6 – Decomposição da variância dos erros de previsão da produtividade total dos fatores	77
Tabela 3.7 – Decomposição da variância dos erros de previsão do número de horas trabalhadas.....	77
Tabela 3.8 – Decomposição da variância dos erros de previsão do capital agrícola.....	78
Tabela 3.9 – Decomposição da variância dos erros de previsão da área colhida	78
Tabela 3.10 – Decomposição da variância dos erros de previsão do produto agrícola.....	79
Tabela 3.11 – Erro de previsão e contribuição percentual das variáveis na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do produto (%) – 1974 a 2009.....	84
Tabela 4.1 – Desvio padrão dos ciclos do PIB real agropecuário e não agropecuário e correlação entre os ciclos do PIB real agropecuário e não agropecuário*	97
Tabela 4.2 – Resumo dos parâmetros obtidos na literatura.....	113
Tabela 4.3 – Resumo dos parâmetros calibrados para a economia agrícola brasileira	114
Tabela 4.4 – Distribuições à priori dos parâmetros do modelo	115

Tabela 4.5 – Distribuições à priori e à posteriori dos parâmetros do modelo.....	117
Tabela 4.6 – Decomposição da variância das variáveis do modelo devido a choques exógenos de PTF (e) e de produtividade agrícola (u)	118
Tabela 4.7 – Taxa de crescimento do produto de acordo com a variação da relação dívida/produto – 1973 a 2009.	126

1 INTRODUÇÃO

O comportamento da produtividade teve e vem tendo cada vez mais espaço no debate econômico. No caso brasileiro o tema possui importância dobrada, uma vez que a produtividade tem apresentado expressivo aumento em sua taxa de crescimento.

Rossi Junior e Ferreira (1999) destacaram que existem duas correntes que explicariam esse crescimento. Os autores argumentaram que a primeira corrente de pensamento defende a ideia de reestruturação produtiva (mudanças estruturais) como principal fator do crescimento da produtividade. Os autores desta primeira corrente identificavam a abertura comercial como o principal fator do crescimento da produtividade brasileira no período mais recente, pois esta representaria uma quebra nas políticas estruturalistas predominantes no Brasil até meados da década de 90.

Contrapondo esta corrente, segundo Rossi Junior e Ferreira (1999), estavam os que acreditavam que o aumento da produtividade estaria relacionado às flutuações cíclicas da economia e não a uma reestruturação produtiva. Os autores desta corrente argumentavam que mudanças tecnológicas só são possíveis com investimentos, o que não ocorreu no período quando as taxas de investimento eram decrescentes.

Independente da explicação para os ganhos de produtividade, as duas correntes concordavam e observavam um aumento em relação aos índices de produtividade nos diversos setores da economia brasileira, inclusive no setor agrícola.

Este ganho de produtividade da agricultura brasileira ao longo das últimas décadas é inegável. A Figura 1.1 apresenta a evolução na produtividade agrícola para cinco culturas selecionadas no período 1976/77 a 2009/10, medidos em kg/ha. Todas as culturas selecionadas apresentaram ganhos consideráveis no período. A produtividade agrícola do algodão em caroço aumentou mais de oito vezes, as produtividades de arroz e milho quase que triplicaram, enquanto que as produtividades de soja e feijão aumentaram em mais de 50%.

Figura 1.1 – Evolução da produtividade do algodão, do arroz, do feijão, do milho e da soja – safras (1976/77 a 2009/10) – (em kg/ha)

Fonte: Companhia Nacional de Abastecimento - Conab

Existem vários níveis de complexidade para a mensuração da produtividade. A produtividade de uma máquina, por exemplo, pode ser facilmente medida. Por outro lado, analisar a produtividade de um setor produtivo é bastante complexo, pois envolve um grande número de fatores a serem considerados.

Os indicadores de produtividade parcial dos fatores (PPF), que medem a relação entre o uso de um único insumo específico e a produção obtida, e os indicadores de produtividade total dos fatores (PTF), que medem a relação entre a produção e o total de insumos utilizados, são os dois grupos de indicadores de produtividade mais comuns da literatura da área (BONELLI et al., 1994).

Bonelli et. al. (1994), destacaram que dentre os indicadores de PPF mais utilizados estão a produtividade da mão de obra e a produtividade do capital e que apesar da grande utilização, o uso destes indicadores pode levar a resultados distorcidos, quando não analisados em um contexto mais amplo. De acordo com Bonelli et. al. (1994), como não existe um único fator de produção principal na maior parte dos processos produtivos, os fatores devem ser avaliados de forma conjunta, o que levaria a obtenção de resultados mais acurados. Desta forma, os indicadores de PTF levariam a resultados mais próximos da realidade, pois consideram o conjunto de todos os insumos ou, pelo menos, dos principais insumos empregados no processo produtivo.

Os ganhos medidos pelo índice de PTF, que refletem uma utilização mais eficiente dos insumos e fatores de produção, têm sido reconhecidos há muito tempo como uma fonte importante de crescimento e geração de aumento de renda e bem-estar. As diferenças nos níveis de renda e nos índices de desenvolvimento entre diferentes locais são em grande parte atribuídos às diferenças na PTF (KLENOW E RODRIGUEZ-CLARE, 1997).

Além disso, a análise da produtividade é um importante instrumento de diagnóstico do processo de desenvolvimento e serve de base para a tomada de decisão de políticas preventivas e corretivas no setor agrícola.

Diante dessas questões, observa-se a importância de desenvolver estudos relacionados ao tema produtividade, tanto no campo microeconômico, considerando as unidades produtivas, quanto no macroeconômico, no que se refere ao setor agrícola como um todo. Devido à importância do tema, diversos autores desenvolveram estudos utilizando indicadores de PTF para avaliar a agropecuária brasileira, dos quais podem-se citar Leão (2000), Gasques e Conceição (1997) e Avila e Evenson (1994) entre outros. Estes estudos destacaram as limitações de análises baseadas em indicadores parciais (PPF) e relataram a pequena quantidade de trabalhos voltados para a análise do papel da PTF na produção agrícola brasileira, não obstante a relevância do tema.

Bonelli e Fonseca (1998) estimaram a PTF para o setor agrícola, dentre outros setores, tomando como base o período 1975-1996. Os autores observam que entre 1979 e 1984 a taxa anual de crescimento da PTF agrícola esteve ao redor de 4,5% e 5%, com exceção do ano de 1982, quando esteve próxima a 1%. Nos anos de 1976, 1978, 1985, 1986 e 1988 a variação da PTF agrícola foi negativa. Para o período compreendido entre 1989 e 1996 a variação da PTF agrícola foi positiva oscilando entre 1,1% e 5,0%, com média de 2,9%.

Gasques et al. (2010) argumentaram que o aumento da produtividade foi o principal fator de estímulo ao crescimento da agricultura brasileira nas últimas décadas. Os autores por meio do cálculo do índice de Tornqvist, mostraram que entre 1975 e 2008, enquanto o índice do produto da agropecuária passou de 100 para 366, o índice dos insumos passou de 100 para 107. De acordo com os autores esses números refletem um crescimento baseado essencialmente nos ganhos de produtividade, tendo em vista esta grande diferença entre o crescimento do produto e o aumento no uso de insumos. Gasques et al. (2010) estimaram um crescimento anual da PTF para o período 1975-2008 de 3,7% ao ano.

Os trabalhos citados, porém, não analisam os efeitos regionalizados destes ganhos de produtividade. Adicionalmente, os efeitos dinâmicos das variáveis que afetam o produto

agrícola e o papel da PTF neste contexto são pouco abordados na literatura. Por fim, o papel da PTF no contexto de ciclos econômicos para a economia agrícola brasileira também carece de análise, uma vez que não foram encontrados artigos que abordem o tema. Com base nestes pontos pouco explorados na literatura sobre a produtividade na economia agrícola brasileira, buscou-se abordar as questões citadas em um conjunto de três artigos.

1.1 Objetivos

1.1.1 Objetivo geral

O objetivo geral é, por meio de modelos econômicos e estatísticos, tornar conhecido o papel da PTF e dos fatores de produção no crescimento e nos ciclos econômicos. Com estes modelos pretende-se analisar os principais fatores que influenciaram o produto e as inter-relações destes fatores com a PTF, fornecendo base para melhor entender o processo de produção do setor e suas deficiências.

1.1.2 Objetivos específicos

Têm-se como objetivos específicos:

- Investigar a evolução da PTF na agricultura brasileira de forma agregada e regionalizada.
- Discutir a influência da PTF sobre o crescimento econômico da agricultura, de forma agregada e regionalizada e de acordo com os diferentes períodos.
- Subdividir o efeito da PTF sobre o produto agrícola em progresso técnico, eficiência alocativa, efeito escala, eficiência técnica e choques aleatórios, a fim de ter melhor entendimento desta variável.
- Definir uma função de produção agregada que represente a agricultura brasileira.
- Analisar as relações dinâmicas entre o uso dos fatores de produção na agricultura brasileira, a PTF e o produto agrícola.
- Propor um modelo e avaliar a influência dos fatores de produção e da PTF no produto agrícola através da abordagem de ciclos econômicos.

1.2 Organização do estudo

Neste capítulo fez-se uma descrição introdutória do problema a ser estudado, destacando a importância do estudo e justificando a escolha do tema proposto, bem como apresentando, sinteticamente, os objetivos gerais e específicos do trabalho.

No primeiro artigo, apresentado no segundo capítulo deste trabalho, estimou-se a PTF da agricultura¹ brasileira por meio de uma função de produção do tipo translog com dados em painel, utilizando um modelo de fronteira estocástica. O principal objetivo é investigar a evolução da PTF no período 1975-2006 nos estados brasileiros e analisar a influência da PTF sobre o crescimento econômico da agricultura de forma regionalizada. O efeito da PTF foi subdividido em progresso técnico, eficiência alocativa, efeito escala, eficiência técnica e choques aleatórios. A base de dados utilizada abrange os censos agropecuários de 1975, 1985, 1995/96 e 2006.

No segundo artigo, no terceiro capítulo deste trabalho, buscou-se analisar os impactos dinâmicos dos fatores de produção capital, trabalho e terras, bem como da PTF no produto da agricultura utilizando uma estratégia empírica baseada em um modelo econométrico VAR estrutural para o período 1972-2009. Na análise procurou-se também avaliar o impacto das variações de PTF na utilização de insumos.

O terceiro artigo, apresentado no quarto capítulo, foi desenvolvido com o objetivo de avaliar o papel da PTF e dos fatores de produção no contexto de ciclos econômicos reais. Para isto, buscou-se separar os choques de produtividade de natureza tecnológica (PTF) de outros choques não tecnológicos, de caráter transitório, advindos de variações climáticas, fatores conjunturais entre outros. Um modelo teórico é desenvolvido com base em um modelo de *Small Open Economy* fundamentado na teoria de ciclos econômicos reais (RBC), com estratégia empírica que faz uso de técnicas de calibração em conjunto com técnicas de econometria bayesiana para o período 1972-2009.

No quinto e último capítulo deste trabalho foram feitas as considerações finais acerca dos resultados obtidos nos capítulos anteriores, buscando comparar, complementar e relacionar as conclusões feitas individualmente em cada um dos artigos supracitados.

¹ Embora se tenha utilizado a terminologia agrícola ao invés de agropecuária, a atividade pecuária foi incluída nos cálculos da PTF.

Referências

AVILA, A.F.D.; EVENSON, R. **Total factor productivity growth in Brazilian agriculture and the role of agricultural research:** an analysis by sector and agro-ecological zones. Brasília: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1994, 45 p.

BONELLI, R., FONSECA, R. **Ganhos de produtividade e de eficiência:** novos resultados para a economia brasileira. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1998. 43p. (IPEA Texto para Discussão, 557).

BONELLI, R., FLEURY, F. P., FRITSCH, W. Indicadores microeconômicos de desempenho competitivo. **Revista de Administração**, São Paulo, v. 29, n. 2, p. 3-19, 1994.

GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.R.P.; VALDES, C. Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos Censos Agropecuários. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 38., 2010 Salvador. **Anais ...**, 2010, Salvador: ANPEC. 1 CD-ROM.

GASQUES, J.G.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. **Crescimento e produtividade da agricultura brasileira.** Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1997. 18p. (IPEA. Texto para discussão, 502).

KLENOW, P.; RODRIGUEZ-CLARE, A. The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far? National Bureau of Economic Research, **NBER Macroeconomics Annual**, New York, v. 12, p. 73-114, 1997.

LEÃO, C. **Determinação do padrão de produtividade e de eficiência técnica da agricultura brasileira, 1970-1995.** Viçosa. 2000. 131p. Tese de Doutorado (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2000.

ROSSI JUNIOR, J.L.; FERREIRA, P.C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, p. 1-36, 1999.

2 CRESCIMENTO E PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA

Resumo

Este trabalho estimou a produtividade total dos fatores (PTF) para a agricultura brasileira por meio de uma função translog com dados em painel, utilizando um modelo de fronteira estocástica. O principal objetivo foi investigar a evolução da PTF no período 1975-2006 nos estados brasileiros e analisar a influência da PTF sobre o crescimento econômico da agricultura. O efeito da PTF foi subdividido em progresso técnico, eficiência alocativa, efeito escala, ineficiência técnica e choques aleatórios. As conclusões apontaram que o crescimento da PTF não foi homogêneo entre os estados e que o progresso técnico foi fundamental para expandir o potencial de crescimento da agricultura brasileira.

Palavras-chave: Agricultura brasileira; Produtividade total dos fatores; Crescimento econômico

Abstract

This paper investigates the evolution of agricultural growth in each of Brazil's 26 states from 1975 to 2006 and analyzes the effect of total factor productivity (TFP) on regional agriculture's economic growth over that period. TFP was calculated using a translog panel data estimation of a stochastic frontier analysis model. Agricultural economic growth was subdivided into change in capital stock, labor, harvested land acreage, and TFP. The TFP effect was subdivided into technical progress, allocative changes, scale effects, technical efficiency and random shocks. Results suggest that over recent decades, TFP growth was not homogeneous among the Brazilian states and that technical progress was essential to the growth of agricultural production at the state level.

Keywords: Brazilian agriculture; Total factor productivity; Economic growth

2.1 Introdução

Historicamente, o setor agrícola ou agronegócio – incluindo o setor de insumos, a produção agrícola, as agroindústrias e a distribuição – tem tido papel significativo na economia brasileira², não apenas mantendo os preços domésticos de alimentos relativamente baixos, mas também trazendo quantidade significativa de divisas externas para o país devido ao seu superávit comercial persistente.

² O setor de agronegócio (que inclui as atividades agrícola e pecuária, bem como de estocagem, transporte, processamento, industrialização e logística) corresponde a cerca de 25% do PIB brasileiro e aproximadamente 40% das exportações brasileiras (Cepea: www.cepea.esalq.usp.br).

Em 1994, o governo brasileiro implementou o Plano Real, um plano monetário que visava a estabilização econômica. O Plano Real, além de um mecanismo de desindexação engenhoso, usava duas âncoras de preço para amortecer a inflação: altas reais das taxas de juros e uma taxa de câmbio sobrevalorizada. Informalmente, considera-se que o plano utilizou três âncoras, sendo a terceira o setor agrícola do Brasil, a chamada "âncora verde". Na época, a produção agrícola brasileira crescia rapidamente acompanhando a demanda internacional por produtos agrícolas que se expandia ao mesmo tempo em que os preços reais decresciam expressivamente. Essa crescente produção agrícola teria a função de ajudar a manter a inflação sob controle, sustentando os preços dos alimentos no mercado doméstico baixos. Apesar do sucesso do plano de estabilização monetária, o crescimento econômico geral da economia brasileira na década de 1990 foi muito baixo.

De acordo com dados do IPEA (2011), entre 1990 e 2000, o crescimento anual do PIB, medido em reais, foi de 1,9%, enquanto que o crescimento anual do PIB agrícola foi de 3,1%. Este crescimento e o fato de que os preços brasileiros estabilizaram ao longo da década de 1990 confirmaram a importância do setor agrícola brasileiro na economia do país, tanto como um mecanismo de controle da inflação como um importante fator de contribuição para o crescimento econômico.

A Figura 2.1 mostra a evolução do PIB total brasileiro e do PIB agrícola brasileiro de 1980 a 2010. Conforme pode-se avaliar pela Figura 2.1, a taxa de crescimento anual média do PIB foi de 2,8%, enquanto que a taxa de crescimento do produto agrícola no período foi 3,6% ao ano.

Figura 2.1 – Evolução do PIB brasileiro e do PIB agropecuário brasileiro – variação percentual real – anual (1980 a 2010)

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2011)

Bonelli e Fonseca (1998) estimaram a produtividade total dos fatores (PTF) agrícola brasileira de 1975 a 1996. Os autores encontraram que entre 1979 e 1984 o crescimento anual da PTF agrícola ficou entre 4,5% e 5,0%, com exceção de uma taxa próxima a zero em 1982. Entre 1990 e 1996, a taxa de crescimento foi sempre positiva, porém abaixo de 5,0% ao ano. No período como um todo houve três anos de forte redução da PTF: 1978, 1986 e 1988.³

Gasques, Bastos e Bacchi (2009) utilizaram o índice de Tornqvist para avaliar a série histórica da PTF para o setor agrícola brasileiro no período compreendido entre 1975 e 2008. Os resultados são apresentados na Figura 2.2. Os autores encontraram um forte crescimento da PTF (244%) para o período, o que permitiu um crescimento robusto para o produto agrícola. Este crescimento da PTF, de acordo com os autores, foi resultado, entre outras coisas, da política de crédito rural e dos investimentos em pesquisa visando ao desenvolvimento de novas tecnologias, tanto por parte de Universidades quanto da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa).

³ O PIB agrícola do Brasil caiu 8% em 1986.

Figura 2.2 – Evolução da produtividade total dos fatores (PTF) – Índice (1975 = 100) – anual (1975 a 2008)
 Fonte: Gasques, Bastos e Bacchi (2009)

Este trabalho visa analisar a PTF agrícola⁴ e seus determinantes baseados em um modelo de fronteira estocástica. Diferentemente de outros trabalhos existentes na literatura, este decompõe o crescimento econômico de acordo com a contribuição de cada fator de produção e da PTF, por meio de dados dos censos agropecuários divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PTF, por sua vez, é decomposta em quatro componentes (progresso técnico, eficiência técnica, efeito escala e eficiência alocativa) de maneira regionalizada. Por fim, todos os resultados do trabalho são apresentados por período e por Unidade da Federação, permitindo a obtenção de novos resultados e de novas análises para a economia agrícola brasileira.

A próxima seção, seção 2.2, contém uma breve revisão de literatura relevante para a análise da evolução da agricultura brasileira. As seções 2.3 e 2.4 apresentam a metodologia e a base de dados utilizada, respectivamente. Os resultados são apresentados na seção 2.5 e as conclusões são apresentadas na última parte do artigo, a seção 2.6.

⁴ Embora tenha se utilizado a terminologia agrícola ao invés de agropecuária, a atividade pecuária está incluída nos cálculos.

2.2 Revisão bibliográfica

As inovações tecnológicas ocorridas ao longo do século XX permitiram que a produção agrícola crescesse mais rápido do que a demanda. Este fato foi primeiramente sentido nos países desenvolvidos para depois alastrar-se aos países em desenvolvimento (ANTLE, 1999). Modelos de inovação tecnológica aplicados à agricultura podem ser classificados em quatro categorias principais (BACHA, 1992):

- 1) os modelos que abordam a geração e difusão de uma tecnologia;
- 2) modelos que abordam a importância das inovações de produto ou processo;
- 3) modelos que abordam a magnitude do impacto de uma tecnologia na produtividade;
- 4) modelos que abordam a compatibilidade de pacotes tecnológicos com produtos ou suas produções.

Ao contrário de muitos outros setores na economia, a participação da agricultura na economia tende a reduzir-se ao longo do tempo. Entretanto, Johnston e Mellor (1961) afirmaram que é um erro estabelecer uma dicotomia entre o setor agrícola e os demais setores da economia. O crescimento da agricultura, principalmente de sua produtividade, levaria a um declínio relativo da renda do setor agrícola que permitiria a geração de capital para a expansão de outros setores. Segundo os autores, as mudanças estruturais provocadas pela agricultura, estariam baseadas em dois aspectos básicos:

- 1) a elasticidade da demanda por alimentos seria menor que a unidade;
- 2) a possibilidade de expansão da produção agrícola com redução da mão de obra através do aumento de produtividade.

O desempenho do setor agrícola brasileiro, pós Segunda Guerra Mundial, foi fortemente influenciado por decisões de governo para estimular a produção através dos instrumentos de política agrícola baseados em crédito barato e abundante e programas de suporte de preços e estocagem.⁵ Entre o final da Segunda Guerra Mundial e 1965, conforme autores como Coelho (2001), as políticas consistiam, basicamente, da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) e das ações do Conselho Nacional do Café (CNC).

O esforço dirigido de modernização da agricultura brasileira começou em 1965 com a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) e a reformulação da PGPM (Coelho, 2001). Ambas as políticas subsidiaram a expansão da fronteira agrícola e o crescimento da produção de grãos no país. Esta prioridade do governo no setor agrícola, em conjunto com o

⁵ Com crédito barato entende-se, que o crédito disponível na época era disponibilizado a taxas de juros muito baixas, com auxílio financeiro governamental, visando beneficiar a atividade agropecuária.

uso extensivo de terras e de uma produtividade crescente, garantiu um crescimento rápido para a agricultura. Os programas do governo e, em alguns casos, investimento estrangeiro estimularam a rápida ocupação do Centro-Oeste brasileiro. A Figura 2.3 ilustra a expansão da área plantada e o crescimento da produção no período compreendido entre 1970 e 2010.

Figura 2.3 – Índices de área colhida, valor bruto da produção agrícola e produtividade (1970 = 100), Brasil – anual (1970 a 2010)

Fonte: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e estatística - IBGE (2011)

A mudança do panorama internacional no final de 1973 representou uma alteração de prioridades da política agrícola (BARROS, 1979). Apesar dos instrumentos da política terem permanecido inalterados, a partir de então, houve grandes aumentos no volume dos subsídios. Barros (1979) destacou seis consequências destas mudanças nas diretrizes da política agrícola:

- 1) Ausência de uma política de investimentos de longo prazo, como infraestrutura para o setor agrícola;
- 2) A modernização ocorrida foi parcial e concentrada em poucos produtos e regiões;
- 3) Segmentação do setor agrícola, que se dividiu em dois subsectores: doméstico e exportável;
- 4) Maior abertura ao exterior devido ao aumento das exportações e condições favoráveis do mercado internacional;
- 5) Pressão sobre a produção de alimentos;
- 6) Esgotamento da política de crédito em nível de eficiência, equidade e estabilidade monetária.

Alves e Contini (1988) analisaram o crescimento da agricultura no Brasil, já no contexto da década de 1980, que era pressionado por duas necessidades simultâneas:

- 1) a modernização que, cada vez mais, era impulsionada por inovações tecnológicas e não mais pelo uso de recursos naturais e do fator trabalho;
- 2) a adaptação à demanda de uma economia essencialmente industrializada e urbanizada.

Os autores afirmaram que nas décadas de 1950 e 1960 a agricultura, no bojo do processo de industrialização, foi conduzida de forma a liberar recursos para a expansão industrial que se desenvolvia. A forma encontrada pelo setor para atender sua demanda foi pelo crescimento extensivo, ou seja, através da expansão da fronteira agrícola. Desde meados da década de 1970, o aumento da produtividade da terra era um objetivo relevante na condução da política agrícola, caracterizada pelo crédito rural com taxas de juros subsidiadas estimulando o uso de insumos modernos e a agroindústria. Destaca-se também a reorganização do sistema de pesquisa e desenvolvimento, bem como de extensão rural (ALVES E CONTINI, 1988).

Gasques e Conceição (2001) observaram que as principais características da transformação estrutural da agricultura brasileira, a exemplo de vários países no mundo, foram a decrescente participação no Produto Interno Bruto (PIB) e a redução proporcional do emprego rural em relação ao emprego total. Os autores também sugeriram que o crescimento da produção agrícola foi intensamente influenciado pelo aumento na PTF no período compreendido entre 1985 e 1995 (GASQUES E CONCEIÇÃO, 2001).

Entre 1976 e 1994, o índice de produtividade total da agricultura aumentou em 91,56%. O principal fator estimulante foi o crescimento da produtividade do trabalho, embora o crescimento da produtividade da terra também tenha tido uma contribuição importante (GASQUES E CONCEIÇÃO, 1997). A Tabela 2.1 apresenta as taxas de crescimento do trabalho, da terra, do capital, dos insumos, da PTF e do produto entre 1975 e 2008 e para subperíodos. A PTF teve forte crescimento no período como um todo e para os subperíodos analisados, especialmente para o período 2000 a 2008. Entre 2000 e 2008, a PTF cresceu a uma taxa de 4,98% ao ano, sendo a variável que mais explicava o alto crescimento do PIB agrícola no período (GASQUES ET AL., 2009).

Tabela 2.1 – Taxa médias anuais de crescimento do produto agrícola, trabalho, terra, capital, insumos e PTF – 1975 a 2008 e subperíodos

Período	1975-2008	1980-1989	1990-1999	2000-2008
Trabalho	-0,40	1,22	-0,49	-0,08
Terra	0,12	0,46	-0,23	0,44
Capital	0,30	0,53	0,03	0,79
Insumos	0,01	1,11	-0,35	0,58
PTF	3,66	2,25	3,37	4,98
Produto	3,68	3,38	3,01	5,59

Fonte: Gasques et al. (2009)

O ano de 1990, porém, foi marcado pelo início de um novo governo e por turbulências macroeconômicas que podem ter afetado os investimentos no setor. Neste ano o volume de crédito concedido pelo SNCR, em termos reais, foi inferior ao ano anterior. O desequilíbrio fiscal do setor público havia chegado a um ponto crítico. O crédito rural, neste período, teria atuado como um fator de compensação das distorções macroeconômicas (fiscais e cambiais) impostas à agricultura, porém de forma ineficiente, dada a sua distribuição concentrada (BARROS, 1991).

De maneira geral, o gasto público na agricultura, em termos relativos aos gastos totais da União, se reduziu na década de 1990. Gasques e Villa Verde (2003) constataram que no biênio 2000/2001 o dispêndio na agricultura foi o menor em quinze anos, sendo as mudanças nos instrumentos de política agrícola – principalmente de preços e estoques – a principal razão dessa redução de recursos. Apesar disso, Bonelli e Fonseca (1998) contabilizaram o crescimento da PTF da agricultura, como tendo sido de 25% entre 1988 e 1996. Gasques et al. (2004) encontraram uma taxa de crescimento de 4,88% ao ano na década de 1990 e 6,04% ao ano nos anos 2000. O crescimento da produtividade, mesmo com redução das aplicações públicas no setor, pode ser atribuído, por um lado, à defasagem no aparecimento dos efeitos dos investimentos em ciência e tecnologia e, por outro, ao fato de o corte de gastos não ter atingido tais investimentos de forma significativa.

Dentre os principais estudos sobre produtividade agrícola envolvendo países ou regiões destacam-se Hayami e Ruttan (1970, 1971), Kawagoe e Hayami (1983, 1985), Kawagoe, Hayami e Ruttan (1985), Lau e Yotopoulos (1989), Capalbo e Antle (1988), Bureau et al. (1995), Fulginiti e Perrin (1993, 1997), Boskin e Lau (1992), Rao (1993), Battese e Rao (2001), Rao e Walujadi (2001), Coelli e Rao (2005), Amadi, Piesse e Thirtle (2004) e Bravo-Ortega e Lederman (2004). O trabalho de Bravo-Ortega e Lederman (2004),

que reporta o crescimento da PTF agrícola para uma amostra de países, é a principal fonte dos dados apresentados na Tabela 2.2.

A Tabela 2.2 mostra a taxa de crescimento anual da PTF para vários países, calculada por diferentes autores e em diferentes períodos. Durante o período de 1960 a 2000, considerando resultados obtidos através de análise translog com dados em painel por Bravo-Ortega e Lederman, a taxa de crescimento da PTF da agricultura brasileira só foi superada pela da Austrália, dos Estados Unidos e da Índia. Pelo método do índice de Tornqvist usado por Gasques et al. (2009), a taxa de crescimento anual da PTF da agricultura brasileira foi de 4,98% no período 2000-2008, sendo a maior taxa registrada nos períodos e nos países analisados.

Tabela 2.2 – Taxa de crescimento anual da PTF dos países selecionados

(continua)

País	Período	Crescimento da PTF (%)	Referência	Método
Argentina	1960-2000	1,84	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Bolívia	1960-2000	1,18	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Brasil	1960-2000	1,93	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Brasil	1975-2008	3,66	Gasques et al. (2009)	Índice de Tornqvist
Brasil	2000-2008	4,98	Gasques et al. (2009)	Índice de Tornqvist
Chile	1960-2000	1,20	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Colômbia	1960-2000	1,43	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
México	1960-2000	1,85	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel

Tabela 2.2 – Taxa de crescimento anual da PTF dos países selecionados

(continuação)

País	Período	Crescimento da PTF (%)	Referência	Método
Paraguai	1960-2000	0,74	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Peru	1960-2000	1,36	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Austrália	1960-2000	2,12	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Estados Unidos	1975-2006	1,95	Gasques et al. (2009) apud USDA (2007)	Índice de Tornqvist
Estados Unidos	1960-2000	2,11	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
China	1960-2000	1,67	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
China	2000-2006	3,20	Gasques et al. (2009) apud OCDE (2009)	-
Índia	1960-2000	1,98	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Canadá	1960-2000	1,23	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
França	1960-2000	1,77	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Alemanha	1960-2000	1,39	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Itália	1960-2000	1,73	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Japão	1960-2000	1,40	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Holanda	1960-2000	1,16	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel

Tabela 2.2 – Taxa de crescimento anual da PTF dos países selecionados

(conclusão)

País	Período	Crescimento da PTF (%)	Referência	Método
Portugal	1960-2000	1,41	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Espanha	1960-2000	1,89	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
Reino Unido	1960-2000	1,67	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel
África do Sul	1960-2000	1,64	Bravo-Ortega e Lederman (2004)	Translog com dados em painel

Fonte: Gasques et al. (2009) e Bravo-Ortega e Lederman (2004)

Neste trabalho o crescimento da PTF foi subdividido em quatro componentes, dentre os quais estão o progresso técnico e a eficiência técnica. Nishimizu e Page (1982) argumentaram que existe uma razão importante para dividir o crescimento da PTF em progresso técnico e mudança na eficiência técnica. Quando as elevações na PTF são provenientes de progresso técnico, existem inovações que proporcionam este avanço, por outro lado, ganhos de PTF relacionados às mudanças na eficiência são devidos a difusão de tecnologia ou, simplesmente, a fatores conjunturais. Assim, esta distinção se torna relevante para a análise de políticas, pois, quando não ocorre progresso técnico existe deficiência de pesquisa e quando não há eficiência técnica existem problemas na difusão das novas tecnológicas ou na adequação destas para atender as necessidades do setor.

Ao longo da última década, a agricultura brasileira – qualquer que seja o método de estimação – tem sido beneficiada por um crescimento vigoroso da PTF que nos últimos anos faz-se acompanhar por um comércio internacional favorável para o setor, especialmente em países emergentes e um aumento global dos preços de *commodities* que compensaram, em parte ou no todo, a sobrevalorização do Real ocorrida no período.

2.3 Metodologia

Nesta seção, apresenta-se o modelo de fronteira estocástica utilizado no estudo. A apresentação do modelo está baseada no trabalho de Pires e Garcia (2004) e suas referências, tais como, Battese e Coelli (1992), Bauer (1990) e Kumbhakar (2000). Este estudo pretende

apresentar resultados para o setor agrícola brasileiro para os períodos analisados e em nível estadual.

Seguindo a proposta de Pires e Garcia (2004), assume-se que a fronteira estocástica da agricultura brasileira pode ser descrita pela eq. (2.1):

$$y = f(t, x, \beta) \exp(v) \exp(-u). \quad (2.1)$$

em que: y é o vetor de produto agrícola para todos os estados brasileiros, x é o vetor de fatores de produção (trabalho, capital e terra), β é o vetor de parâmetros e t é o tempo. Os termos v e u representam diferentes componentes de erros. Para estes erros assume-se que $v \sim N(0, \sigma^2)$ e $u \sim NT(\mu, \sigma^2)$, sendo que a distribuição dos erros u é normal truncada.

Em uma tradução livre, Pires e Garcia (2004) explicam, com relação aos vetores v e u , que:

“O primeiro se refere à parte aleatória do erro, enquanto o segundo representa a eficiência técnica, isto é, a parte que compõe o desvio negativo com relação à fronteira de produção (o que pode ser inferido pelo sinal negativo e pela restrição $u \geq 0$)” (PIRES E GARCIA, 2004, p. 4).

Esta abordagem com dois erros foi proposta, independentemente, por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977).

Battese e Coelli (1992) formularam uma parametrização com um componente de eficiência técnica variante no tempo, apresentado na eq. (2.2).

$$u_{it} = \exp[-\eta(t - T)]u_i \quad u_{it} \geq 0 \quad i = 1, \dots, N \text{ e } t \in \tau(i) \quad (2.2)$$

em que η é o comportamento da eficiência técnica no tempo, e $\tau(i)$ contem todos os períodos considerados no painel. O modelo permite a estimação de uma função translog - representando a função de produção, $\ln f(t, K, L, T, \beta)$ - com três fatores de produção, capital (K), trabalho (L) e terra (T), conforme apresentado na eq. (2.3).

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_t t + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{TT} (\ln T_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KL} (\ln K_{it})(\ln L_{it}) \\ & + \frac{1}{2} \beta_{KT} (\ln K_{it})(\ln T_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{TL} (\ln T_{it})(\ln L_{it}) + \beta_{Kt} [(\ln K_{it})t] \\ & + \beta_{Lt} [(\ln L_{it})t] + \beta_{Tt} [(\ln T_{it})t] + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (2.3)$$

As elasticidades com respeito a capital (K), trabalho (L) e terra (T) podem ser obtidas a partir da eq. (2.3), por meio de sua diferenciação. Assim, da parte determinística da eq. 2.3 pode-se obter as eq. (2.4), (2.5) e (2.6) a seguir.

$$\frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial \ln K_{it}} = +\beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \frac{1}{2} \beta_{KL} (\ln L_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{KT} (\ln T_{it}) + \beta_{Kt} t \quad (2.4)$$

$$\frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial \ln L_{it}} = \beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \frac{1}{2} \beta_{KL} (\ln K_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{TL} (\ln T_{it}) + \beta_{Lt} t \quad (2.5)$$

$$\frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial \ln T_{it}} = \beta_T + \beta_{TT} \ln T_{it} + \frac{1}{2} \beta_{KT} (\ln K_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{TL} (\ln L_{it}) + \beta_{Tt} t \quad (2.6)$$

em que: $\varepsilon_K = \frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial \ln K_{it}}$ é a elasticidade do produto com relação ao capital, $\varepsilon_L = \frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial \ln L_{it}}$ é a elasticidade do produto com relação ao trabalho e $\varepsilon_T = \frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial \ln T_{it}}$ é a elasticidade do produto com relação à área.

Devido ao uso de função do tipo translog, estas elasticidades são específicas para cada local e tempo. O progresso técnico também é diferente para cada local e período de tempo e pode ser obtido pela diferenciação da eq. (2.3) no tempo. Da parte determinística da eq. (2.3) tem-se:

$$\frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial t} = \beta_t + \beta_{tt} t + \beta_{Kt} (\ln K_{it}) + \beta_{Lt} (\ln L_{it}) + \beta_{Tt} (\ln T_{it}) \quad (2.7)$$

em que: $TP = \frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial t}$ é o progresso técnico.

Desta forma, por meio dos sinais dos coeficientes β_{Tt} , β_{Kt} e β_{Lt} pode-se avaliar qual é a parte neutra e não neutra do progresso técnico. Caso a variável aumente na mesma direção que a disponibilidade do fator ($\beta_{It} > 0$, com $I = T, K \text{ e } L$), pode-se inferir que o progresso técnico será mais intenso nos locais em que existe abundância deste fator para inclusão na produção agrícola.

Da parte determinística da eq. (2.3) pode-se obter:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial t} + \varepsilon_K \frac{\dot{K}}{K} + \varepsilon_L \frac{\dot{L}}{L} + \varepsilon_T \frac{\dot{T}}{T} - \frac{\partial u}{\partial t} \quad (2.8)$$

Considerando que o retorno à escala (RTS) é dado por $RTS = \varepsilon_K + \varepsilon_L + \varepsilon_T$, que ε_K , ε_L e ε_T são as elasticidades do produto e que:

$$\lambda_K = \frac{\varepsilon_K}{RTS}, \quad \lambda_L = \frac{\varepsilon_L}{RTS}, \quad \lambda_T = \frac{\varepsilon_T}{RTS} \quad (2.9)$$

Pires e Garcia (2004) apresentam um índice para a taxa de crescimento da PTF expresso pela eq. (2.10):

$$g_{TFP} = \frac{\dot{y}}{y} - S_K \frac{\dot{K}}{K} - S_L \frac{\dot{L}}{L} - S_T \frac{\dot{T}}{T} \quad (2.10)$$

em que S_K , S_L e S_T são as parcelas dos fatores de produção capital, trabalho e terra na renda. A parcela S_K é dada pela depreciação e juros sobre o estoque de capital, S_L é dada pela

participação dos salários pagos à mão de obra paga e remuneração da mão de obra familiar e S_T é dada pelo custo de oportunidade da terra, ou seja, o custo do aluguel da terra.

Os autores mostram, também, que após a estimação da eq. (2.3) e com alguma manipulação algébrica das eq. (2.8), (2.9) e (2.10), pode-se reescrever a taxa de variação da produtividade total dos fatores de acordo com a eq. (2.11) a seguir:

$$g_{TFP} = TP - \dot{u} + (RTS - 1)[\lambda_K g_K + \lambda_L g_L + \lambda_T g_T] + [(\lambda_K - S_K)g_K + (\lambda_L - S_L)g_L + (\lambda_T - S_T)g_T] \quad (2.11)$$

em que: $TP = \frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial t}$ é o progresso técnico, $\dot{u}$ é a mudança da eficiência técnica, $(RTS - 1)[\lambda_K g_K + \lambda_L g_L + \lambda_T g_T]$ é a mudança de escala da produção e $[(\lambda_K - S_K)g_K + (\lambda_L - S_L)g_L + (\lambda_T - S_T)g_T]$ é a mudança na eficiência alocativa.

2.4 Base de dados

As fontes de dados básicos deste trabalho são os Censos Agropecuários divulgados pelo IBGE para os anos de 1975, 1985, 1995/96⁶ e 2006, bem como o Sistema de Contas Regionais, também do IBGE, do ano de 2006.

Para o estoque de capital, trabalho e participação dos fatores na renda utilizaram-se dados, exclusivamente, dos Censos Agropecuários do IBGE. As informações de área colhida foram tiradas do Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA) disponibilizado pela Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM), realizada pelo IBGE. As informações sobre o PIB agrícola dos municípios foram retiradas do Sistema de Contas Regionais para o ano de 2006 e de Reis et al. (2004) para os demais anos.

O crescimento econômico, bem como as demais informações para os estados que não existiam em 1975, foram obtidos a partir dos dados disponíveis para as cidades que viriam a formar aqueles estados. A amostra final é formada por 18.325 municípios.

Os dados utilizados no trabalho foram organizados em painel para estimar a eq. (2.3) e os resultados desta estimação foram utilizados para decompor a PTF agrícola por município de acordo com a eq. (2.10).⁷ A Figura 2.4 apresenta os índices para o Brasil das variáveis empregadas no cálculo do modelo.

A seguir faz-se uma descrição mais aprofundada do conjunto de variáveis utilizadas no cálculo do modelo, bem como das fontes em que foram obtidas.

⁶ Censo iniciado em 1995 e finalizado em 1996.

⁷ Os resultados para a PTF agrícola por estado são médias ponderadas, calculadas com base na participação de cada cidade no PIB agrícola do estado.

Figura 2.4 – Índices do PIB agrícola, estoque de capital, mão de obra e área colhida (1975 = 1), Brasil – decenal (1975 a 2005)

Fonte: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e estatística - IBGE (2011)

2.4.1 Produto

As informações sobre o PIB agrícola dos municípios foram retiradas do Sistema de Contas Regionais para o ano de 2006. Para os anos censitários de 1975 a 1995/1996, utilizaram-se os valores propostos por Reis et al. (2004) calculados pelo rateio do PIB da agropecuária a custo de fatores, em nível estadual do IBGE pela estimativa do valor adicionado na agropecuária dos municípios, calculado pela soma do valor da produção e outras receitas menos as despesas de consumo intermediário com base nos censos dos respectivos anos.

Os valores correntes apresentados por Reis et al. (2004) foram deflacionados para o ano de 2000 por meio do deflator implícito do PIB agropecuário.

2.4.2 Estoque de capital

A variável utilizada para representar o estoque de capital foi o valor dos bens dos agricultores. Esta variável incluiu construções rurais, máquinas e equipamentos.

Esta variável não foi disponibilizada para o censo de 1995/96. Desta forma, foi

necessário seguir uma proposta diferente para obter uma *proxy* do estoque de capital para este ano. Para obter os valores do ano de 1995, partiu-se dos dados de 1985 aos quais se acumularam os investimentos anuais até 1995, aplicando-se no processo depreciação de 6% ao ano, que está de acordo com os valores propostos por autores como Barros (1999) e Gasques et. al (2009).

O valor dos bens dos agricultores foi deflacionado pelo deflator implícito da formação bruta de capital. Este deflator é divulgado pelo IBGE, sendo que os valores finais utilizados foram expressos em reais (R\$) de 2000.

2.4.3 Trabalho

Para medir a força de trabalho utilizaram-se os dados referentes ao pessoal ocupado na agropecuária total, o que inclui proprietários e trabalhadores contratados, divulgados pelos Censos Agropecuários do IBGE de 1975, 1985, 1995/96 e 2006. Considerou-se esta a variável que melhor representa a evolução da força de trabalho agrícola no Brasil dentre as disponíveis para os períodos, por ser a mais abrangente, por captar as variações na mão de obra familiar e contratada e por ter o nível de detalhamento desejado. A referência, utilizada pelo IBGE, para o cálculo do número de pessoas ocupadas total foi o dia 31/12 para cada ano censitário em questão.

2.4.4 Terras

Para mensurar a utilização do fator de produção terra utilizaram-se os valores divulgados para a área total, medidos em hectares e divulgados pelos Censos Agropecuários do IBGE de 1975, 1985, 1995/96 e 2006, incluindo áreas plantadas com lavouras temporárias e permanentes.

As áreas plantadas com pastagens não foram incluídas no montante de terras utilizado para calcular a função de produção. Optou-se em não incluir estas áreas no cálculo por entender-se que não se trata de um fator de produção escasso, devido a possibilidade de intensificação da atividade. Assim, considerou-se que, de forma agregada, não há limitação de área para pastagens e que os fatores limitantes para a atividade pecuária podem ser representados pelo capital investido para aumento de produção em áreas de pastagem pré existentes e pela mão de obra empregada nestas áreas.

2.4.5 Participação dos fatores de produção na renda

Para calcular a participação de cada fator de produção na renda foi necessário encontrar *proxies* que representassem a importância de cada fator de produção na renda do setor.

A participação do capital na renda foi representada pelo custo de juros sobre o capital, que representa o custo de oportunidade, e pela depreciação. O estoque de capital foi calculado com base no valor das construções rurais, máquinas e equipamentos expressos em reais (R\$) de 2000 e deflacionados pelo deflator implícito da formação bruta de capital. A depreciação do capital foi estipulada em 6% ao ano e os juros sobre o capital em 10% ao ano, valores condizentes com os propostos por autores como Barros (1999) e Gasques et. al (2009).

Para expressar a participação da terra na renda, utilizaram-se os custos de arrendamento da terra expressos em reais (R\$) de 2000, deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

O cálculo da participação do trabalho na renda é mais difícil de ser definido, uma vez que esta inclui tanto trabalhadores pagos quanto mão de obra familiar. Desta forma, optou-se por obter esta parcela por diferença. Assim, para representar a parcela que compõem a participação do trabalho, utilizaram-se as receitas totais descontadas as despesas com os fatores de produção capital e terras, deflacionadas pelo IGP-DI em reais (R\$) para o ano de 2000.

Como nem todas as variáveis utilizadas para o cálculo das parcelas estavam disponíveis por município, foram utilizados dados em nível estadual como representativos da participação destes fatores na renda de todos os municípios do estado em questão.

2.5 Resultados e discussão

Greene (2003) sugere a utilização do teste da razão de verossimilhança (LR) para comparar o modelo completo ($\hat{\theta}$), representado pela eq. (2.3) com especificações alternativas restritas ($\tilde{\theta}$), como apontado na Tabela 2.3. A hipótese nula a ser testada (H_0) especifica algum tipo de restrição existente em um dos modelos e que não está presente no outro. Assim, pode-se obter o valor da função de verossimilhança no ponto de máximo com e sem a restrição, ou seja, $L(\tilde{\theta})$ e $L(\hat{\theta})$, respectivamente. Se a restrição for verdadeira, os valores das

funções de verossimilhança avaliadas em $\tilde{\theta}$ e $\hat{\theta}$ não devem ser muito diferentes, indicando que os dados estão confirmando a existência da restrição. A dificuldade reside em definir precisamente quais seriam valores não muito diferentes para $\tilde{\theta}$ e $\hat{\theta}$. O teste LR baseia-se no logaritmo da razão entre duas funções de verossimilhança, ou seja, na diferença entre os logaritmos de $L(\tilde{\theta})$ e $L(\hat{\theta})$. Caso a hipótese nula seja verdadeira, a estatística é dada por:

$$LR = -2[\ln L(\tilde{\theta}) - \ln L(\hat{\theta})] \sim \chi_g^2$$

em que g é o número de restrições. O teste, portanto, tem distribuição chi-quadrado (χ^2) com g graus de liberdade. De acordo com Greene (2003) se o valor computado for maior que o valor crítico, a hipótese nula pode ser rejeitada. Na Tabela 2.3, a hipótese nula do teste é de que o modelo apresentado na coluna está contido no modelo apresentado na linha.

Os modelos restritos foram definidos de acordo com Jones (2000). Para uma função de produção com variáveis tecnológicas descritas por $Y = f(K, \lambda L)$, a tecnologia (λ) é dita “Harrod neutra”. Caso a função seja descrita por $Y = f(\lambda K, L)$, a tecnologia (λ) é dita “Solow neutra”. Por fim, se a função for descrita por $Y = \lambda f(K, L)$, a tecnologia é chamada de “Hicks neutra”. As eq. (2.12) a (2.17) explicitam as restrições impostas em cada uma das colunas da Tabela 2.3.

No caso da tecnologia “Harrod neutra” o progresso tecnológico ocorre quando cada unidade de trabalho é mais produtiva, a medida que a tecnologia aumenta. Desta forma, a restrição testada é de que o progresso tecnológico não afeta diretamente o capital. Portanto, exclui-se da eq. (2.3) a parte que se refere ao efeito do progresso técnico sobre o capital, conforme eq. (2.12).

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_t t + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{TT} (\ln T_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KL} (\ln K_{it})(\ln L_{it}) \\ & + \frac{1}{2} \beta_{KT} (\ln K_{it})(\ln T_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{TL} (\ln T_{it})(\ln L_{it}) + \beta_{Lt} [(\ln L_{it})t] \\ & + \beta_{Tt} [(\ln T_{it})t] + v_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (2.12)$$

Para a tecnologia “Solow neutra” a hipótese é de que o progresso tecnológico não afeta diretamente o trabalho. Assim, retirou-se da eq. (2.3) o efeito do tempo sobre a variável trabalho, conforme a eq. (2.13).

$$\begin{aligned}
\ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_t t + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 \\
& + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{TT} (\ln T_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KL} (\ln K_{it}) (\ln L_{it}) \\
& + \frac{1}{2} \beta_{KT} (\ln K_{it}) (\ln T_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{TL} (\ln T_{it}) (\ln L_{it}) + \beta_{Kt} [(\ln K_{it}) t] \\
& + \beta_{Tt} [(\ln T_{it}) t] + v_{it} + u_{it}
\end{aligned} \tag{2.13}$$

No caso da tecnologia “Hicks neutra” não há efeito do progresso tecnológico tanto sobre o capital, quanto sobre o trabalho. Para testar-se esta hipótese retirou-se da eq. (2.3) os efeitos da variável tempo sobre o capital e o trabalho, segundo exposto na eq. (2.14).

$$\begin{aligned}
\ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_t t + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 \\
& + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{TT} (\ln T_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KL} (\ln K_{it}) (\ln L_{it}) \\
& + \frac{1}{2} \beta_{KT} (\ln K_{it}) (\ln T_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{TL} (\ln T_{it}) (\ln L_{it}) + \beta_{Tt} [(\ln T_{it}) t] + v_{it} \\
& + u_{it}
\end{aligned} \tag{2.14}$$

No caso da translog sem progresso técnico, ignorou-se o efeito do tempo sobre todas as variáveis, de forma que a eq. (2.3) foi reescrita de acordo com a eq. (2.15).

$$\begin{aligned}
\ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 \\
& + \frac{1}{2} \beta_{TT} (\ln T_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KL} (\ln K_{it}) (\ln L_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{KT} (\ln K_{it}) (\ln T_{it}) \\
& + \frac{1}{2} \beta_{TL} (\ln T_{it}) (\ln L_{it}) + v_{it} + u_{it}
\end{aligned} \tag{2.15}$$

Para a Cobb-Douglas, estimou-se a eq. (2.3) retirando-se os efeitos marginais característicos da translog. Assim, a forma funcional estimada é representada pela eq. (2.16).

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_t t + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + v_{it} + u_{it} \tag{2.16}$$

Para estimar a Cobb-Douglas sem progresso técnico, estimou-se a eq. (2.3) retirando-se os efeitos marginais característicos da translog e o efeito do tempo na função de produção, estimando-se a eq. (2.17).

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_T \ln T_{it} + v_{it} + u_{it} \tag{2.17}$$

A Tabela 2.3 mostra os resultados para o teste LR, que indicou que o modelo com a função de produção translog completa, apresentado na eq. (2.3), é o modelo mais apropriado.

Tabela 2.3 – Resultados dos testes de razão de verossimilhança

Modelo	Translog completa	Harrod neutra	Solow neutra	Hicks neutra	Translog PT ¹	Cobb-Douglas ²	Cobb-Douglas PT ³
Translog completa	-	280,62 $\chi^2(1)$	827,15 $\chi^2(1)$	1361,80 $\chi^2(2)$	1695,08 $\chi^2(5)$	2283,51 $\chi^2(10)$	2386,10 $\chi^2(11)$
Harrod neutra	-	-	NC ⁴	1081,18 $\chi^2(1)$	1414,41 $\chi^2(4)$	2002,89 $\chi^2(9)$	2105,48 $\chi^2(10)$
Solow neutra	-	-	-	534,65 $\chi^2(1)$	867,92 $\chi^2(4)$	1456,36 $\chi^2(9)$	1558,95 $\chi^2(10)$
Hicks neutra	-	-	-	-	332,28 $\chi^2(3)$	921,71 $\chi^2(8)$	1024,30 $\chi^2(9)$
Translog PT ¹	-	-	-	-	-	NC ⁴	691,02 $\chi^2(6)$
Cobb-Douglas ²	-	-	-	-	-	-	102,59 $\chi^2(1)$
Cobb-Douglas PT ³	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Dados da pesquisa

¹ Função Translog sem progresso técnico.² Função Cobb-Douglas com progresso técnico.³ Função Cobb-Douglas sem progresso técnico.⁴ O teste de razão de verossimilhança não se aplica.

Os resultados apresentados na Tabela 2.4 são significativos a 1% para todos os coeficientes, exceto para o coeficiente β_{KL} . Os sinais negativos dos coeficientes β_{Kt} e β_{Lt} significam que a variação do progresso técnico é negativa com relação ao crescimento do trabalho ou capital, o que significa que os ganhos de progresso técnico decrescem a medida que o produto e o capital se elevam. Embora pareça contraditório, este fato reflete uma característica da economia agrícola brasileira: o progresso técnico tende a ser menor em locais no qual a agricultura é mais desenvolvida e que existem elevadas quantidades de capital e trabalho. Por outro lado, o progresso técnico aumenta a taxas crescentes a medida que a disponibilidade de terras aumenta ($\beta_{Tt} > 0$), o que também reflete uma característica da agricultura brasileira de que o progresso técnico é mais intenso nos locais em que existe terra disponível para inclusão na produção agrícola.

Tabela 2.4 – Resultados do modelo de eficiência com variação no tempo*

Coefficientes	Valores	Erros padrão	z	P> z 	Intervalo de conf. (95%)	
β_t	1,250237	0,045885	27,25	0,000	1,160304	1,340169
β_K	0,275491	0,041972	6,56	0,000	0,193228	0,357755
β_L	0,597959	0,033017	18,11	0,000	0,533247	0,662671
β_T	-0,31893	0,037440	-8,52	0,000	-0,39231	-0,245550
β_{tt}	0,029552	0,012192	2,42	0,015	0,005655	0,053448
β_{KK}	0,020684	0,004618	4,48	0,000	0,011633	0,029734
β_{LL}	0,010366	0,003222	3,22	0,001	0,004050	0,016681
β_{TT}	0,050691	0,004473	11,33	0,000	0,041924	0,059458
β_{KL}	-0,00198	0,006004	-0,33	0,741	-0,01375	0,009783
β_{KT}	-0,03470	0,005196	-6,68	0,000	-0,04489	-0,024520
β_{TL}	0,011571	0,006950	1,67	0,096	-0,00205	0,025192
β_{Kt}	-0,05913	0,003531	-16,75	0,000	-0,06605	-0,052210
β_{Lt}	-0,12301	0,004249	-28,95	0,000	-0,13134	-0,114680
β_{Tt}	0,070116	0,003976	17,64	0,000	0,062324	0,077908
β_0	1,584759	0,309937	5,11	0,000	0,977294	2,192223
μ	1,70578	0,119855	14,23	0,000	1,470869	1,940691
η	-0,25224	0,012781	-19,74	0,000	-0,2773	-0,227190
$\ln\sigma^2$	-0,75538	0,017713	-42,65	0,000	-0,7901	-0,720670
$ilgt\ \gamma$	-0,08194	0,042326	-1,94	0,053	-0,1649	0,001020
σ^2	0,469831	0,008322	-	-	0,45380	0,486429
γ	0,479527	0,010564	-	-	0,458869	0,500255
σ_u^2	0,225297	0,008466	-	-	0,208705	0,241889
σ_v^2	0,244534	0,003104	-	-	0,238451	0,250618

Fonte: Dados da pesquisa

* Número de observações: 18.325; Log verossimilhança: -15.919,244; Prob. > $\chi^2 = 0,0000$

Na Tabela 2.5 são apresentadas as decomposições das taxas de crescimento anuais do produto para os 26 estados brasileiros.⁸

⁸ Os resultados para o Distrito Federal foram incorporados aos do estado de Goiás.

Tabela 2.5 – Resultados para a decomposição da taxa de crescimento anual do produto e da PTF agrícola para os estados brasileiros em percentual (% ao ano) – 1975/2005
(continua)

Estado	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Variação na PTF				Choques aleatórios
						Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	
Rondônia	1,2	0,5	-1,9	-1,9	6,7	9,7	-2,8	-1,3	1,1	-2,1
Acre	3,8	2,8	-1,6	0,7	6,5	5,7	-2,0	1,0	1,8	-4,6
Amazonas	6,0	1,3	-2,0	3,1	9,1	7,1	-1,4	1,4	2,1	-5,6
Roraima	0,5	-0,2	-1,0	2,0	10,3	10,2	-2,3	0,6	1,7	-10,7
Pará	3,4	3,9	-0,9	0,9	6,5	5,8	-2,3	2,4	0,5	-7,0
Amapá	2,2	3,1	-1,8	3,4	9,6	6,7	-2,0	2,1	2,8	-12,0
Tocantins	5,7	3,4	-1,4	1,2	4,4	2,5	-3,0	2,1	2,7	-1,8
Maranhão	1,7	2,1	-1,1	-0,4	2,9	3,9	-2,3	0,8	0,5	-1,9
Piauí	1,8	1,4	-0,5	0,5	2,1	3,1	-3,3	1,2	1,1	-1,7
Ceará	1,4	1,1	-0,5	-1,2	-0,2	2,5	-2,8	0,1	0,1	2,2
Rio Grande do Norte	2,3	1,1	-1,3	-2,0	-0,9	2,3	-3,1	0,0	0,0	5,4
Paraíba	0,2	-0,2	-1,5	-1,6	-0,1	3,2	-3,2	-0,7	0,6	3,6
Pernambuco	0,9	0,2	-1,1	-0,8	1,1	3,4	-2,6	-0,1	0,4	1,5
Alagoas	0,7	1,5	-1,0	-0,2	1,1	3,4	-2,9	0,7	-0,1	-0,7
Sergipe	1,7	0,7	-0,9	0,5	1,8	4,0	-3,3	0,5	0,6	-0,3

Tabela 2.5 – Resultados para a decomposição da taxa de crescimento anual do produto e da PTF agrícola para os estados brasileiros em percentual (% a.a) – 1975/2005
(conclusão)

Estado	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Variação na PTF				Choques aleatórios
						Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	
Bahia	3,1	2,4	-0,6	1,4	5,4	4,9	-3,0	2,1	1,4	-5,4
Minas Gerais	3,2	1,4	-0,7	0,0	2,5	3,2	-2,6	1,0	0,9	-0,1
Espírito Santo	3,3	1,9	-0,8	0,0	4,3	4,6	-2,0	0,8	0,9	-2,1
Rio de Janeiro	-0,7	-0,7	-1,0	-1,8	2,4	5,2	-2,5	-0,9	0,7	0,6
São Paulo	2,4	0,4	-1,4	0,2	2,1	3,7	-2,7	0,2	1,0	1,0
Paraná	-0,4	0,8	-2,1	0,0	2,6	4,8	-2,9	-0,3	1,1	-1,7
Santa Catarina	2,4	1,5	-1,7	-0,8	2,3	4,1	-2,4	0,0	0,6	1,1
Rio Grande do Sul	-1,3	0,2	-2,1	-1,1	2,4	5,3	-2,8	-1,1	1,0	-0,8
Mato Grosso do Sul	1,5	0,5	-1,8	-0,3	4,2	5,3	-2,8	0,1	1,7	-1,2
Mato Grosso	6,4	1,9	-1,8	3,4	9,8	8,5	-2,3	2,2	1,4	-6,8
Goiás	2,1	1,0	-1,3	0,2	2,7	3,6	-2,8	0,6	1,3	-0,5
Média	2,4	1,3	-1,3	0,2	3,2	4,3	-2,7	0,6	1,0	-0,9

Fonte: Dados da pesquisa

Os resultados do modelo estimado permitiram a decomposição da PTF agrícola, bem como do crescimento do produto agrícola, para os 26 estados brasileiros listados na Tabela 2.5. A média geral da decomposição assemelha-se aos resultados obtidos por outros autores como, por exemplo, Gasques et al. (2009). Gasques et al. (2009) estimaram um crescimento médio da PTF de 3,7% ao ano, para o período compreendido entre 1975 e 2008, enquanto o crescimento médio da PTF estimado pelo modelo proposto neste estudo foi de 3,2% ao ano.

As estimativas da contribuição da acumulação de capital, da área colhida, e do trabalho agrícola no produto também não diferem muito dos resultados encontrados por outros autores como, por exemplo, Fonseca (2007) e Bonelli e Fonseca (1998).

Regionalmente, a agricultura dos estados que fazem parte da fronteira agrícola (composta basicamente pelos estados do Norte e do Centro-Oeste no período em análise) cresceu a taxas superiores às dos demais estados brasileiros.

A região Norte (Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá e Tocantins) apresentou o maior crescimento da PTF dentre todas as regiões. Este resultado é consistente com a expansão da fronteira agrícola nessa região ocorrida nas últimas décadas, expansão essa executada por produtores procedentes de áreas de tecnologia mais avançada, então levada às novas áreas. Trinta anos atrás, a atividade agrícola no Norte era praticamente nula. As estimativas para a contribuição do progresso técnico e da eficiência alocativa no crescimento da PTF demonstram terem sido estes os principais fatores explicativos para os valores mais elevados encontrados para o Norte. Apesar de os estados do Norte terem apresentado resultados de crescimento bastante expressivos para os indicadores analisados, cabe ressaltar que a base de comparação pode ter influenciado os resultados. Isto é, no início do período em análise a agricultura nestes estados consistia basicamente de agricultura de subsistência com pouca influência da agricultura comercial e sua utilização de insumos modernos de alta produtividade era diminuta. Desta forma, o potencial de crescimento - na forma de disponibilidade de terra e hiato tecnológico - desta região era muito superior ao das demais regiões, o que acabou se confirmando no final do período em análise.⁹

Os resultados apontam que alguns estados importantes para a agricultura brasileira, tais como Bahia, Minas Gerais, São Paulo e Mato Grosso, experimentaram um crescimento do produto agrícola elevado durante o período em estudo, sendo que a maior influência positiva foi o progresso técnico da PTF. Estes quatro estados somados ao Paraná e ao Rio Grande do Sul correspondem à maior parte do PIB agropecuário do Brasil.

⁹ Conclusões semelhantes podem ser feitas acerca dos resultados obtidos para o estado do Mato Grosso na região Centro-Oeste.

Dentre os estados citados, o Mato Grosso se destaca, apresentando o aumento mais elevado para a PTF e para o progresso técnico, comparável ao encontrado para os estados da região Norte. Além disso, conforme pode-se observar na Tabela 2.5, o efeito escala teve bastante influência sobre o crescimento da PTF (aproximadamente 2,2% ao ano) do estado no período. Este resultado é compatível com o fato de que o Mato Grosso consistia em uma fronteira agrícola que apresentava grande crescimento da área plantada, na forma de grandes unidades produtivas durante o período em análise.

O estudo indica que a contribuição da eficiência técnica para a PTF é negativa para todos os estados de 1975 a 2005. No entanto, ao longo do período todos os estados apresentaram progresso tecnológico e a maioria dos estados, com exceção de três¹⁰, apresentaram crescimento do produto agrícola. Como a eficiência técnica é medida pela distância entre a fronteira tecnológica e o uso efetivo de tecnologia pelos agricultores, estes resultados sugerem que a expansão da fronteira tecnológica foi maior e mais rápida do que o aumento no uso de novas tecnologias, ou seja, parte dos produtores rurais não pôde acompanhar integralmente a evolução tecnológica ocorrida no período, o que poderia indicar problemas no processo de difusão e adoção de tecnologia.

Os estados do Paraná e do Rio Grande do Sul apresentaram crescimento do produto negativo ao longo do período em estudo, enquanto a PTF e os indicadores de progresso técnico mostraram um crescimento razoável. Este resultado aparentemente contraditório foi fortemente influenciado pelos dois últimos subperíodos analisados: 1985-1995 e 1995-2006.¹¹ Ao final dos dois subperíodos, ambos os estados mostraram uma redução na acumulação de capital, na força de trabalho e na área colhida, o que afetou negativamente o crescimento do produto. Houve, porém, um fator relevante que pode ter influenciado significativamente os resultados obtidos. A agricultura do sul do país se deparou com condições climáticas adversas nos anos de realização dos censos agropecuários, levando a quebras de safra significativas nos dois estados citados.¹²

No final do primeiro subperíodo de 1975 a 1985, Paraná e Rio Grande do Sul apresentaram taxa de crescimento do produto da agricultura de 2,8% e 2,7% ao ano, respectivamente.¹³ Considerando o período 1975-2005 como um todo, apesar dos resultados

¹⁰ Os três estados citados são Rio Grande do Sul, Paraná e Rio de Janeiro.

¹¹ Os resultados da decomposição do crescimento do produto e da PTF por estado e por subperíodo podem ser encontrados no anexo A.

¹² As colheitas de grãos foram, especialmente, afetadas por más condições climáticas no Sul do Brasil durante as safras 2004/2005 e 2005/2006.

¹³ Ver resultados completos por estado e período disponíveis no anexo A.

negativos para o crescimento do produto agrícola no Paraná e no Rio Grande do Sul, o modelo foi capaz de capturar crescimento da PTF e progresso técnico acima da média em ambos os estados. Além disso, pode-se perceber uma contribuição da eficiência alocativa significativa para o crescimento da PTF.

O estado do Rio de Janeiro também apresentou taxa de crescimento do produto agrícola negativa durante o período em estudo, o que era esperado. A atividade agrícola no estado não é economicamente relevante e a participação do estado no produto agrícola do país tem diminuído nas últimas décadas.

A influência da eficiência alocativa sobre a PTF foi maior para os estados do Norte que para as demais regiões. Este resultado pode ter sido influenciado, novamente, pela base de comparação inicial para esta região. Como a princípio a agricultura era pouco desenvolvida na região, a alocação poderia não se nortear pelos sinais do mercado. Com a modernização da agricultura na região associada sua ocupação comercial e empresarial, ocorreu uma grande melhoria na alocação dos recursos entre os três fatores de produção. É possível perceber também que a eficiência alocativa dos estados do Centro-Oeste parece ter tido maior influência sobre a PTF que para outras regiões agrícolas.¹⁴ Este resultado reflete também uma mudança na alocação dos recursos para estas localidades, indicando uma maior racionalização no uso de recursos em relação ao que ocorria em 1975.

Uma análise geral dos resultados do modelo de fronteira estocástica, utilizado neste trabalho, sugere que a expansão da PTF se deve em grande parte ao progresso técnico que foi o principal determinante do crescimento do produto agrícola no Brasil de 1975 a 2005. O progresso técnico apresentou crescimento de 4,3% ao ano para o período como um todo e o período com maior crescimento foi o período mais recente (1995 a 2005) com progresso técnico de 7,4% ao ano. Este resultado estaria relacionado com uma aceleração nos avanços tecnológicos para o setor agrícola e podem ser devidos ao surgimento de tecnologias inovadoras no período como, entre outras, a transgenia.

¹⁴ Cabe ressaltar que o fato de ter se utilizado uma participação dos fatores na renda única para todos municípios dentro de cada estado pode ter influenciado a obtenção destes resultados. Estes resultados podem estar refletindo uma maior diferença entre a alocação dos insumos e fatores de produção entre as regiões do estado do que o observado nos demais.

Tabela 2.6 – Resultados para a decomposição da taxa de crescimento anual do produto e da PTF agrícola por subperíodo em percentual (% ao ano) – Brasil

Período	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Variação na PTF				Choques aleatórios
						Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	
1975-1985	7,1	7,0	0,6	0,1	1,6	-0,2	-2,1	3,9	0,0	-2,2
1985-1995	-0,8	-1,3	-1,3	-1,0	2,2	5,7	-2,7	-1,4	0,6	0,5
1995-2005	1,0	-1,8	-3,3	1,5	5,8	7,4	-3,3	-0,8	2,5	-1,1
1975-2005	2,4	1,3	-1,3	0,2	3,2	4,3	-2,7	0,6	1,0	-0,9

Fonte: Dados da pesquisa

O subperíodo compreendido entre 1995 e 2005 apresenta os maiores avanços nos níveis de progresso técnico (7,4% ao ano) e crescimento da PTF (5,8% ao ano) dentre os subperíodos analisados, conforme apresentado na Tabela 2.6. Esses resultados indicam que os produtores tiveram acesso a tecnologias novas e mais produtivas que foram adotadas ao menos em parte. Tais tecnologias teriam permitido aumentos na competitividade - redução de custos - que ensejou atendimento a uma demanda interna em expansão (devido ao crescimento da renda) e uma participação no mercado externo significativamente crescente.

Além disso, é possível perceber que a contribuição da eficiência técnica é decrescente ao longo do tempo, passando de -2,1% ao ano no subperíodo 1975 a 1985 para -3,3% ao ano no subperíodo 1995 a 2005, conforme pode-se avaliar na Tabela 2.6. Estes resultados demonstram que parte dos agricultores não conseguiu acompanhar o forte progresso técnico ocorrido no período como um todo, indicando que houve aumento do número de produtores com defasagem tecnológica ou que aqueles que possuem defasagem tecnológica aumentaram sua distância em relação à fronteira de produção. Este fato pode ter ocorrido por dois possíveis motivos. O primeiro é que simplesmente estes agricultores não puderam fazer os investimentos necessários para acompanhar as inovações tecnológicas ocorridas no período. O segundo motivo é que o processo de difusão da tecnologia, que passou das mãos do estado para as empresas de insumo e integradoras durante o período em análise, se tornou mais ineficiente ou mais custoso.

Também é possível perceber que a alocação dos recursos disponíveis tem melhorado e que teve influência positiva sobre o crescimento da PTF, sobretudo no período 1995 a 2005, o que indicaria uma racionalização do agricultor ao longo do tempo no uso dos insumos e fatores de produção disponíveis. Isso pode ao menos em parte ter se devido à maior abertura

econômica com maior inserção no mercado externo, que torna premente o uso eficiente de recursos para sustentar a renhida competição internacional.

O efeito escala teve maior influência sobre a PTF no período compreendido entre 1975 e 1985, quando a expansão da fronteira agrícola ainda era evidente. Embora tenha tido influência positiva sobre a PTF no período como um todo, a partir de 1985 o efeito escala passa a ter uma influência negativa sobre o crescimento da PTF. Apesar da elevada expansão da PTF no período, a influência negativa do efeito escala indica que a redução no ritmo de expansão da fronteira agrícola aliada à redução na acumulação do capital pode estar limitando a obtenção de produtividades ainda maiores para a agricultura brasileira.

2.6 Conclusão

O estudo apresentado neste trabalho analisa o crescimento da agricultura brasileira no período 1975-2005, fazendo uso de um modelo de fronteira estocástica para decompor a PTF da agricultura para cada Unidade da Federação e para três subperíodos. Os resultados do estudo sugerem que a expansão da fronteira agrícola nas regiões Norte e Centro-Oeste associou-se a forte progresso técnico que deu sustentação a um crescimento da PTF positivo no período. Os estados com maior tradição na agricultura, que apresentavam grande participação no PIB agrícola no início do período analisado, também apresentaram progresso técnico e crescimento da PTF considerável. Dentre os estados brasileiros destaca-se o Mato Grosso, que apresentou crescimento do produto agrícola duas vezes maior que a média nacional e progresso técnico quase duas vezes superior à média dos demais estados no período em estudo.

O modelo econométrico utilizado capturou a redução esperada no trabalho agrícola em todos os estados, bem como a redução na área colhida nos estados onde a participação da agricultura no PIB tem diminuído. Os resultados igualmente demonstram o aumento da área colhida nos estados da região Norte, devido à expansão da fronteira agrícola, com abertura de novas áreas.

O estudo ainda sugere que o progresso técnico da agricultura, assim como a PTF, apresentaram maior elevação durante o período compreendido entre 1995 a 2005, quando o Brasil tanto o mercado interno quanto o externo propiciaram possibilidades de expansão, que acabaram sendo bem aproveitadas. A tecnologia teve papel de destaque para tal aproveitamento num ambiente econômico globalizado cada vez mais competitivo.

Referências

- ALVES, E.; CONTINI, E. A modernização da agricultura brasileira. In: BRANDÃO, A.S.P. (Ed.). **Os principais problemas da agricultura brasileira: análises e sugestões**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1988. p. 49-97.
- AMADI, J.; PIESSE, J.; THIRTLE, C. Crop level productivity in the Eastern counties of England, 1970-97. **Journal of Agricultural Economics**, London, v. 55, n.2 p. 367-383, 2004.
- AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, Los Angeles, v. 6, n.1, p. 21-37, 1977.
- ANTLE, J.M. The new economics of agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, Nashville, v. 81, n.5. p. 993-1010, 1999.
- BACHA, C.J.C. Alguns aspectos dos modelos de análise dos impactos de mudança tecnológica no comportamento do setor agrícola. **Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 30, n. 1, p. 41-62, 1992.
- BARROS, A.L.M. **Capital, produtividade e crescimento na agricultura: o Brasil de 1970-1995**. Piracicaba. 1999. 149 p. Tese de doutorado (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.
- BARROS, G.S.C. A agricultura e o ajuste fiscal. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 45, n. esp., p. 318-328, 1991.
- BARROS, G.S.C; SPOLADOR, H.F.S.; BACCHI, M.R.P. Supply and demand shocks and the growth of the Brazilian agriculture. In: International Association of Agricultural Economists Conference , 26., 2006, Melbourne, **Anais ...** Melbourne: IAAE, 2006. P. 101-120.
- BARROS, J.R.M. Política e desenvolvimento agrícola no Brasil. In: VEIGA, A. (Ed.). **Ensaio sobre política agrícola**. São Paulo: Secretaria da Agricultura, 1979. p. 9-35.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farms in India. **Journal of Productivity Analysis**, Houston, v. 3, n. 1-2, p. 153-169, 1992.
- BATTESE, G.E.; RAO, D.S.P. **Productivity potential and technical efficiency levels of firms in different regions using a stochastic frontier metaproduction function model**. Armidale: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, 2001. 10 p. (CEPA Working Paper, 6/2001).
- BATTESE, G.E; RAO, D.S.P; WALUJADI, D. **Technical efficiency and productivity of garment firms in different regions in Indonesia: a stochastic frontier analysis using a time varying inefficiency model and a metaproduction function**. Armidale: Centre for Efficiency

and Productivity Analysis, 2001. 26 p. (CEPA Working Paper, 7/2001).

BATTESE, G.E.; TESSEMA, G.A. Estimation of stochastic frontier production functions with time-varying parameters and technical efficiencies using panel data from Indian villages. **Agricultural Economics**, Nashville, v. 9, p. 313-333, 1993.

BAUER, P.W. Decomposing TFP in the presence of cost inefficiency, nonconstant returns to scale, and technological progress. **Journal of Productivity Analysis**, Houston, v. 1, p. 287-299, 1990.

BLANCHARD, O.J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **The American Economic Review**, New York, v. 79, n. 4, p. 655-673, 1993.

BONELLI, R., FONSECA, R. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1998. 43p. (IPEA Texto para Discussão, 557).

BOSKIN, M.J.; LAU, L.J. Capital, technology and economic growth in technology and the wealth of nation. In: ROSENBERG, N., LANDAU, R., MOWERRY, D.C., (Eds.), **Technology and the Wealth of Nations**. Stanford: Stanford University Press, 1992. Pt. 1, chap., 2, p. 15-49.

BRAVO-ORTEGA, C., LEDERMAN, D. Agricultural productivity and its determinants: revisiting international experiences. **Estudios de Economía**, Santiago, v. 31, n.2. p. 133-163, 2004.

BUREAU, C., FÄRE, R., GROSSKOPF, S.A. Comparison of three nonparametric measures of productivity growth in European and United States agriculture. **Journal of Agricultural Economics**, London, v. 46, n. 3, p. 309-326, 1995.

CAPALBO, S.M., ANTLE, J.M. **Agricultural productivity: measurement and explanation**. Washington: D.C. Resources for the Future, 1988. 30 p.

COELHO, C.N. 70 anos de política agrícola no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 10, n. 3, p. 1-59, 2001.

COELLI, T.J., RAO, D.S.P. Total factor productivity growth in agriculture: a Malmquist index analysis of 93 countries, 1980–2000. **Agricultural Economics**, Nashville, v. 32, n. 1, p. 115–134, 2005.

FONSECA, R.M. **Função de produção para a agricultura e produtividade total dos fatores – Brasil, 1995-96**. Piracicaba. 2007. 51 p. Dissertação de Mestrado (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.

FULGINITI, L., PERRIN, R. Prices and productivity in agriculture. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 75, n. 3, p. 471-482, 1993.

GASQUES, J.G.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. **Crescimento e produtividade da agricultura brasileira**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1997. 18p. (IPEA. Texto para

discussão, 502).

GASQUES, J.G.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores. In: GASQUES, J.G.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. (Ed.). **Transformações da agricultura e políticas públicas**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2001, p. 18-92.

GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.R.P.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. **Condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2004. 34 p. (IPEA. Projeto BRA 97/013, Pesquisa 31).

GASQUES, J.G., BASTOS, E.T., BACCHI, M.R.P. **Produtividade e fontes de crescimento da agricultura**. Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, 2009. 23 p. (MAPA. Nota Técnica. Brasília, 2009).

GASQUES, J.G.; VILLA VERDE, C.M. **Gastos públicos na agricultura, evolução e mudanças**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2003, 35 p. (IPEA. Texto para discussão, 948).

GREENE, W., 2003. **Econometric Analysis**. 3 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 914 p.

HAYAMI, Y., RUTTAN, V. Agricultural productivity differences among countries. **American Economic Review**, New York, v. 5, 40, n. 5, p. 895-911, 1970.

HAYAMI, Y., RUTTAN, V. **Agricultural development: an international perspective**. Baltimore: Johns Hopkins Press. 1971. 367 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 1975**. Brasília, 1975. Quinquenal.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 1985**. Brasília, 1985. Decenal.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 1995/96**. Brasília, 1996. Decenal. 26 CD-ROM, parte 1.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 2006**. Brasília, 2006. Decenal. 1 CD-ROM.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Sistema de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 15 jan. 2011.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **IPEADATA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 27 jan. 2011.

JOHNSTON, B., MELLOR, J.W. The Role of agriculture in economic development. **American Economic Review**, New York, v. 51, n.1, p. 566-593, 1961.

JONES. C.I. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. Rio de Janeiro: Editora

Campus, 2000, 178 p.

KAWAGOE, T., HAYAMI, Y. The production structure of world agriculture: an intercountry cross-section analysis. **The Developing Economies**, Tokyo, v. 21, p. 189-206, 1983.

KAWAGOE, T., HAYAMI, Y. An intercountry comparison of agricultural production efficiency. **American Journal of Agricultural Economics**, Washington, v. 67, p. 87-92, 1985.

KAWAGOE, T., HAYAMI, Y., RUTTAN, V. The intercountry agricultural production function and productivity differences among countries. **Journal of Development Economics**, London, v. 19, p. 113-132, 1985.

KUMBHAKAR, S.C. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient. **Econometric Reviews**, Atlanta, v. 19, p. 425-460, 2000.

LAU, L.; YOTOPOULOS, P. The meta-production function approach to technological change in world agriculture. **Journal of Development Economics**, London, v. 31, p. 241-269, 1989.

MEEUSEN, W., VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 8, p. 435-444, 1977.

NISHIMIZU, M., PAGE, J. M. Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: Dimensions of productivity change in Yugoslavia 1965-78. **Economic Journal**, London, v. 92, p. 920-936, 1982.

PIRES, J.F., GARCIA, J.F. **Productivity of nations: a stochastic frontier approach to TFP decomposition**. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2004. 40 p. (FGV. Texto para Discussão, 143).

RAO, D.S.P. **Intercountry comparisons of agricultural output and productivity**. Rome: Food and Agriculture Organization, 1993. 42 p. (FAO. Social and Economic Development Paper, 112).

REIS, E. J.; TAFNER, P.; PIMENTEL, M.; SERRA, R.V.; REIFF, L.O.; MAGALHÃES, K.; MEDINA, M. **Estimativas do PIB dos municípios brasileiros, 1970-96: metodologia e resultados**, 2004. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/doc/PIB%20municipal.pdf>>. Acesso em: 11 nov. 2011.

3 IMPACTOS DINÂMICOS DOS FATORES DE PRODUÇÃO E DA PRODUTIVIDADE SOBRE A FUNÇÃO DE PRODUÇÃO AGRÍCOLA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

Resumo

Este trabalho tem por objetivo analisar os impactos dinâmicos dos fatores de produção capital, trabalho e terras, bem como da produtividade total dos fatores (PTF) no produto agrícola, utilizando uma estratégia empírica baseada em um modelo econométrico VAR estrutural para o período 1972-2009. Os resultados demonstram que o fator de produção que tem maior influência sobre o produto é o capital. Os resultados indicam, ainda, que à medida que a PTF cresce o trabalho diminui e que, portanto, a modernização da agricultura, ocorrida a partir dos anos 1970, trouxe inovações tecnológicas poupadoras de mão de obra. A decomposição histórica da variância dos erros de previsão do modelo indicou que durante as décadas de 1970 e 1980 o produto agrícola foi maior que o esperado e que isto só foi possível devido aos elevados ganhos de produtividade ocorridos à época. Nas décadas posteriores, embora a produtividade continuasse a elevar o potencial de crescimento do produto, fatores como baixo investimento e diminuição da expansão da fronteira agrícola limitaram o crescimento da produção, que ficou abaixo do esperado.

Palavras-chave: Fatores de produção na agricultura; Análise dinâmica; Vetor autorregressivo

Abstract

This study analyzes the dynamic impacts of the production factors capital, labor and lands as well as total factor productivity (TFP) in agriculture economic growth, using a strategy based on a structural VAR empirical model for the period 1972 to 2009. The results show that the production factor which has greater influence on the agriculture economic growth is the capital. The results also suggests that as the TFP increases labor decreases, and that the modernization of agriculture has brought technological innovations that uses less labor in the production process. The variance historical decomposition of forecast errors indicated that during the 1970's and 1980's agricultural product was larger than expected. This was only possible due to the high productivity's gains occurred at that time. During the 1990's and 2000's, while productivity continued to increase the potential output growth, factors such as low investment and decreasing land expansion limited the agricultural economic growth, which was lower than expected.

Keywords: Agricultural production factors; Dynamic analysis; Vector autoregressive

3.1 Introdução

Considerando as últimas décadas, não há dúvidas de que a agricultura brasileira alcançou ganhos elevados de produtividade. A despeito da grande relevância do tema, o papel

da produtividade total dos fatores (PTF) na dinâmica da produção agrícola brasileira tem sido relativamente pouco estudado. Dentre os trabalhos que abordam o tema podem-se citar Bonelli e Fonseca (1998) e Gasques et al. (2010).

Bonelli e Fonseca (1998) estimaram a PTF para os setores industrial e agrícola tomando como base o período 1975-1996. Os autores observaram que entre 1979 e 1984 a taxa anual de crescimento da PTF agrícola esteve ao redor de 4,5% a 5%, com exceção do ano de 1982, quando esteve próxima a 1%. Nos anos de 1976, 1978, 1985, 1986 e 1988 a variação da PTF agrícola foi negativa. Para o período compreendido entre 1989 e 1996 a variação da PTF agrícola foi positiva oscilando entre 1,1% e 5,0%, com média no período de 2,9%.

Gasques et al. (2010) afirmaram que o aumento da produtividade foi o principal fator de estímulo ao crescimento da agricultura brasileira. Fazendo uso do índice de Tornqvist, os autores mostraram que entre 1975 e 2008 o índice do produto da agropecuária passou de 100 para 366, enquanto o índice dos insumos passou de 100 para 107. Os autores argumentaram que esses números refletem um crescimento baseado essencialmente nos ganhos de produtividade, devido à grande diferença entre o crescimento do produto e o crescimento do uso de insumos. Gasques et al. (2010) estimaram um crescimento anual da PTF para o período compreendido entre 1975 e 2008 de 3,7% ao ano.

Poucos trabalhos na literatura buscam analisar os efeitos dinâmicos entre as variáveis que afetam o produto agrícola e o papel da PTF neste contexto. Desta forma, este trabalho tem por objetivo analisar os impactos dinâmicos dos fatores de produção capital, trabalho e terras, bem como da PTF, no produto da agricultura - excluindo-se a produção pecuária e florestal, simulando uma função de produção agrícola e utilizando uma estratégia empírica baseada em um modelo econométrico VAR estrutural.

O trabalho está dividido em seis seções. Na próxima seção, seção 3.2, realizar-se-á uma breve revisão bibliográfica. Na terceira seção, seção 3.3, desenvolver-se-á uma breve exposição do modelo econométrico VAR estrutural utilizado, seguido na seção 3.4 de uma apresentação da base de dados utilizada. Na quinta seção, seção 3.5, apresentam-se os resultados e discussão e, por fim na seção 3.6 são apresentadas as conclusões.

3.2 Revisão Bibliográfica

A agricultura teve, historicamente, função relevante no crescimento econômico brasileiro. Este fato não foi uma particularidade brasileira. De acordo com Jorgenson (1961),

no processo de desenvolvimento econômico de diversos países a agricultura foi importante como fornecedora de recursos para investimentos em atividades emergentes, para a liberação de mão de obra para outros setores, como provedora de poupança para a acumulação de capital, bem como devido à oferta de alimentos a preços baixos para a população.

Na década de 1950, a política agrícola brasileira teve foco na expansão da fronteira agrícola e, por consequência, no aumento da produção de alimentos. De acordo com Barros et al. (1977), este processo baseou-se, principalmente, na melhoria da infraestrutura de comercialização de produtos agropecuários, por meio de investimentos públicos em transporte e armazenamento. O abastecimento alimentar foi garantido e a principal fonte de crescimento da agricultura, de acordo com os autores, esteve relacionada à elevação substancial do contingente de mão de obra e da incorporação de novas terras ao processo produtivo.

Na década de 1960, a agricultura já desempenhava o papel de contribuir no processo de estabilização da economia brasileira, devido aos sérios problemas de equilíbrio interno (inflação) e externo (balanço de pagamentos) do período. Além disso, Barros (1979) afirmou que, no período, recursos foram transferidos da agricultura para a indústria nacional. Desta forma, a agricultura teria sido a principal responsável pelo crescimento da indústria no país.

Durante a década de 1960 ocorreu, ainda, a implantação do regime militar no país, com importantes mudanças na economia brasileira. Este regime tirou a prioridade da reforma agrária e introduziu um modelo que tinha como base a modernização da agricultura. Para Barros (1982), este processo de modernização da agricultura teve como base quatro pontos principais:

- 1) maior abertura ao comércio internacional;
- 2) forte expansão dos programas de crédito rural subsidiado;
- 3) aumento dos gastos com extensão rural;
- 4) especial tratamento ao setor de insumos e fatores de produção (tratores, fertilizantes, inseticidas e herbicidas).

O governo, prevendo a necessidade de investimento que a modernização da agricultura iria exigir, assumiu a responsabilidade de financiar este processo, implementando em 1965, o chamado Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR). Assim, o crédito rural foi o principal instrumento de modernização da agricultura nos anos 1960 e 1970 (OLIVEIRA e MONTEZANO, 1982). Em paralelo, o governo implementou a Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM), que cuidou da sustentação de preços agrícolas e da formação de estoques reguladores, com os programas de Aquisição do Governo Federal (AGF) e Empréstimos do

Governo Federal (EGF). Ademais, os anos 1970 vieram a repercutir internamente elevações mundiais nos preços agropecuários, em especial dos alimentos.

Santos (1984) concluiu que os preços relativos entre os produtos e os fatores de produção favoreceu a incorporação das novas tecnologias nas décadas de 1960 e 1970.

Os efeitos da modernização podem ser observados nos dados apresentados na Tabela 3.1. A relação do número de hectares por trator de rodas correspondia a 2.280,8 em 1950, e 468, em 1960. Este valor reduziu-se durante as décadas de 1960, 1970 e 1980 até estabilizar-se nas décadas mais recentes. Os índices de área por trator indicam uma nova dinâmica para a agricultura no período e o consequente sucesso dos esforços de modernização da agricultura brasileira.

Tabela 3.1 – Índice de mecanização da agricultura brasileira (1950 a 2006)

Período	Número de tratores (em unidade)	Área cultivada (em mil ha)	Área por trator (em ha/unidade)
1950	8.372	19.095	2.280,8
1960	61.345	28.712	468,0
1970	165.870	33.983	204,9
1975	323.113	42.208	130,6
1980	545.205	57.726	105,9
1985	665.280	62.809	94,4
1995	799.742	50.104	62,7
2006	820.673	59.843	72,9

Fonte: Censo Agropecuário da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e estatística – IBGE (2011)

Figura 3.1 – Evolução do índice do número de tratores de rodas comercializados (1970=1) – anual (1970 a 2010)
 Fonte: Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores – ANFAVEA (2011)

A Figura 3.1 apresenta o índice do número de tratores de rodas comercializados no período 1970-2010. Pode-se perceber que os maiores índices de investimentos em tratores ocorreram durante a década de 1970. Estes índices reduziram-se ao longo das décadas de 1980 para atingirem seus menores valores na década de 1990. A partir de meados da década de 1990 até os anos 2000 existe uma recuperação dos índices de investimento em tratores que voltam a apresentar valores elevados nos anos mais recentes.

Este menor nível de investimento em tratores, ocorrido ao longo da década de 1990, levou a um envelhecimento médio da frota. Desta forma, embora tenha havido aumento no índice de mecanização no período e no número total de tratores, ocorreu, também, depreciação da frota de tratores devido à redução no ritmo de investimento em tratores novos e consequente grande número de tratores antigos compondo a frota total, havendo redução no estoque de tratores disponíveis em termos monetários (BARROS, 1999).

No que tange a utilização da mão de obra agrícola, Johnson (1950) afirmou que esta varia pouco ao longo do tempo. Para tanto, o autor parte da constatação que o montante de trabalhadores assalariados empregados na produção agrícola não oscilou significativamente ao longo da Grande Depressão nos Estados Unidos e que mesmo a parte não fixa da mão de obra, composta pela mão de obra temporária, tendeu a ser plenamente empregada (BARROS, 1999).

A Tabela 3.2 apresenta a evolução do pessoal ocupado na agricultura divididos em pessoas com e sem laço de parentesco com o produtor. Pode-se perceber que a participação da mão de obra familiar no total de pessoas ocupadas tem oscilado entre 70% e 80% nas últimas décadas. A grande participação de produtores no total de pessoas ocupadas na agricultura corrobora com a ideia de estabilidade do nível de emprego na agricultura brasileira, uma vez que, existem poucos trabalhadores contratados para realizar os ajustes necessários de mão de obra. Desta forma, um possível diminuição de trabalho na função de produção agrícola poderia se dar através da redução do número de horas trabalhadas no âmbito da mão de obra familiar, ou, no limite, através da migração para o meio urbano.

Tabela 3.2 – Número e percentual de pessoal ocupado nos estabelecimentos com e sem laço de parentesco com o produtor (1970 a 2006)

Ano	Mão de obra familiar		Mão de obra contratada		Total
	Número de pessoas ocupadas	%	Número de pessoas ocupadas	%	
1970	14.096.417	80,2	3.471.463	19,8	17.567.880
1975	16.374.434	80,5	3.971.242	19,5	20.345.676
1980	15.642.854	73,9	5.520.875	26,1	21.163.729
1985	17.640.732	75,4	5.754.149	24,6	23.394.876
1995	13.607.876	75,9	4.322.977	24,1	17.930.853
2006	12.801.179	77,3	3.766.365	22,7	16.567.544

Fonte: Censo Agropecuário da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e estatística – IBGE (2011)

De acordo com Alves e Araújo (2002), no caso da agricultura brasileira, a disponibilidade de crédito público abundante, que foi elemento característico durante as décadas de 1960, 1970 e 1980, certamente, influenciava as decisões de investimento dos agricultores.

Com a redução desta abundância de crédito a partir do final da década de 1980, segundo autores como Barros (1999) e Ferreira Filho e Costa (1999), houve mudança na dinâmica de investimentos de recursos na agricultura, forçando os agricultores a controlar melhor os custos e avaliar com mais propriedade os investimentos.

De acordo com Gasques et al. (2004) nas décadas de 1960 e 1970, com o estímulo da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) e de um ambiente de crédito abundante e barato, ocorreu consistente aumento da produção agrícola. Com a crise fiscal do Estado, durante a década de 1980, observou-se redução de recursos públicos para a agricultura; no entanto, tal situação não teria comprometido o crescimento de longo prazo da agricultura.

Nos anos 1990, a política agrícola passou por nova reformulação. Com a crise fiscal existente no país e o maior controle monetário, novas formas de financiamento e apoio ao setor precisaram ser encontradas. O volume de crédito foi reduzido e o aporte de recursos oficiais limitava-se à equalização das taxas de juros oficiais ao custo de oportunidade dos mesmos para o governo. Novas formas de financiamento com mais envolvimento do mercado foram se desenvolvendo, como a Cédula de Produto Rural (CPR) e variadas formas de mercado a termo com adiantamento de recursos pelas empresas do agronegócio, seja na forma de insumos ou de dinheiro.

Além disso, durante a década de 1990, ocorreu uma mudança de orientação do modelo de desenvolvimento econômico. A economia brasileira, que era bastante fechada, tornou-se gradualmente mais aberta ao comércio internacional. Esperava-se que com essa abertura ocorressem duas mudanças (HOMEM DE MELLO, 2002):

- 1) uma redução das tarifas de importação e, conseqüentemente, uma desvalorização da taxa de câmbio, levando a um aumento do preço relativo dos produtos, principalmente, de exportação;
- 2) uma redução das tarifas de importação dos fatores de produção e insumos agrícolas (fertilizantes, defensivos, medicamentos, máquinas, etc.), o que provocaria diminuições de seus preços internos.

De acordo com Homem de Mello (2002), essas duas conseqüências da abertura comercial aumentariam a lucratividade do setor agrícola. Ocorreu, entretanto, o oposto, havendo redução dos preços reais causada pela valorização da taxa de câmbio.

Silva (1995) destaca que a valorização da taxa de câmbio ocorreu a partir do surgimento do Plano Real em 1994. O plano visava controlar a inflação e foi caracterizado pela política monetária ativa e pela âncora cambial. Silva (1995) destaca, ainda, que estas políticas resultaram em expressivo crescimento das dívidas externa e interna.

Segundo Gasques et al. (2004), durante a década de 1990, a abertura comercial propiciou as condições necessárias para inserção internacional dos produtos agrícolas brasileiros e, novamente, não ocorreu comprometimento do crescimento do setor.

A exemplo de Gasques et al. (2004), Spolador (2006) argumentou que o aumento contínuo da produção ao longo das últimas décadas pareceu não refletir os períodos de escassez e abundância de crédito rural formal ocorridos ao longo das décadas e, além disso, estas variações na disponibilidade de crédito contrapuseram as crises ocorridas no contexto macroeconômico. Spolador (2006) destacou que ao longo do tempo tanto a produtividade agrícola quanto a demanda agregada apresentaram tendência crescente, porém havendo

aumento de produtividade agrícola superior ao aumento de demanda. As estimativas realizadas por Spolador (2006), fazendo uso de um modelo do tipo de Blanchard e Quah, apontaram que a expansão do produto agrícola é explicada, em grande parte, pelos aumentos da produtividade agrícola.

Homem de Melo (1998) afirmou que o aumento da produtividade, ocorrido durante a década de 1990, pode ser considerado uma compensação a uma conjuntura macroeconômica desfavorável para a agricultura, com juros altos e taxa de câmbio sobrevalorizada.

Gasques et al. (2003) procuraram analisar variáveis como dispêndios da Embrapa em pesquisa, desembolso em crédito rural e a relação de trocas da agropecuária como condicionantes para o crescimento da PTF no período de 1975 a 2002. Os autores encontraram uma taxa de crescimento para o período de 3,8% e sugeriram que uma variação de 10% nos gastos com pesquisa gera um impacto de 1,5% na produtividade total dos fatores, enquanto que para o crédito rural esse impacto é da ordem de apenas 0,5%.

Mendes, Teixeira e Salvato (2009) verificaram os efeitos dos investimentos em infraestrutura na PTF do setor agropecuário brasileiro, no período de 1985 a 2004, incorporando variáveis como investimentos em telecomunicações, pesquisa (P&D) e armazenagem. Os autores determinaram, também, a defasagem de tempo entre os investimentos e os seus efeitos na PTF e analisaram o sentido de causalidade entre a PTF e esses investimentos, por meio do Método Generalizado de Momentos (GMM). Os principais resultados encontrados mostraram que um aumento de 10% nos investimentos em rodovia aumenta a PTF, em média, 7,2%, com nível de significância de 5%, com o tempo médio de defasagem de um ano. Um aumento de 10% em pesquisa aumenta a PTF, em média, 4,3%, com significância de 10%, sendo que o retorno acontece no mesmo ano. Um aumento de 10% nos investimentos na relação entre área irrigada e área plantada aumenta a PTF, em média, 2,0%, com significância de 10%. Além disso, os autores constatam que um aumento de 10% nos investimentos no setor de energia elétrica aumenta a PTF, 1,5%, com significância de 10% e tempo de defasagem de dois anos.

Adicionalmente, destaca-se que o crescimento de produção experimentado pela agricultura foi motivado apenas em parte pelo aumento da área cultivada. Na Figura 3.2 pode-se perceber que existe tendência de aumento do valor bruto da produção (VBP), ao passo que a área colhida manteve um crescimento significativo, porém bastante inferior ao do produto.

Brandão, Rezende e Marques (2005) analisaram o crescimento agrícola brasileiro após a mudança da política cambial, em janeiro de 1999. Os autores tomaram como base o

comportamento da taxa de câmbio e dos preços internacionais das commodities ao longo do período 1999/2004 e discutiram também o comportamento da área cultivada com soja nesse período. Propuseram que a expansão da área cultivada desta cultura poderia sugerir que a agricultura brasileira tivesse voltado a crescer devido a aumentos de área plantada. Entretanto, os autores sugeriram que essa expansão de área cultivada se deu, preponderantemente, no âmbito de áreas de pastagens degradadas, que encontraram na sua conversão temporária à soja a maneira mais adequada de se renovarem.

Figura 3.2 – Evolução dos Índices de valor bruto da produção (VBP)¹ e área colhida² (1970=1) – anual (1970 a 2008)

Fonte: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e estatística – IBGE (2011) e Fundação Getúlio Vargas – FGV (2011)

¹ Valores anuais de quantidade colhida baseados em 18 culturas divulgadas na LSPA/IBGE e preços da FGV.

² Valores anuais de e área colhida baseados em 18 culturas divulgadas na LSPA/IBGE.

3.3 Modelo econométrico

Os procedimentos econométricos adotados foram testes de raiz unitária e um modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) estrutural, que compreende a estimação da função de impulso resposta e a análise da decomposição histórica da variância dos erros de previsão. O modelo VAR estrutural é calculado a fim de estimar o impacto das variáveis selecionadas sobre o produto agrícola.¹⁵

Sob estas condições é possível realizar uma análise economicamente significativa, impondo uma quantidade mínima de restrições que são consistentes com um conjunto de modelos teóricos visando identificar choques estruturais, construir funções de impulso resposta e obter a decomposição histórica da variância (CANOVA, 2007).

O sistema VAR estrutural proposto para a função de produção da agricultura brasileira envolve as variáveis PTF, trabalho, capital, terra e produto com informações anuais para o período compreendido entre 1972 e 2009. Os dados entraram no cálculo do modelo VAR estrutural em logaritmos.

O teste utilizado para se determinar a existência de raiz unitária nas séries foi o desenvolvido por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), conhecido como DF-GLS.¹⁶ Mais detalhes sobre testes de raiz unitária são apresentados no apêndice B.

Foi considerado o seguinte sistema:

$$A_0 x_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

em que: A_0 (5×5) é uma matriz de relações contemporâneas entre as cinco variáveis endógenas (x_t) e o vetor ε_t (5×1), representa os erros não correlacionados do modelo.

Conforme o modelo econômico proposto define-se:

$$x_t = [P_t, H_t, K_t, T_t, Y_t]$$

e

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix}$$

¹⁵ Os procedimentos de cálculo do modelo VAR são apresentados com maiores detalhes no apêndice A.

¹⁶ As séries incluídas no modelo VAR devem ser estacionárias. Sims (1980) não recomenda a inclusão de variáveis que contenham raiz unitária no modelo. O argumento é de que a análise sugerida pelo modelo VAR não está na estimativa dos parâmetros, mas na determinação das inter-relações entre as variáveis de interesse.

sendo: P a PTF, H o número de horas trabalhadas na agricultura, K o capital agrícola, T a área colhida e Y o produto agrícola.

Quando verificada a existência de cointegração entre as variáveis, o termo de correção do erro é introduzido no modelo VAR. Da eq. (3.1) obtém-se:

$$x_t = A_0^{-1}\alpha + \sum_{i=1}^p A_0^{-1} A_i x_{t-i} + A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (3.2)$$

ou,

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.3)$$

Sob condições de estabilidade, tem-se que:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}$$

Caso o sistema obtido a partir da eq. (3.1) seja sobre identificado, considerando A_0 , utiliza-se um processo conhecido como Método Generalizado de Momentos (GMM):¹⁷

- 1) Estima-se o VAR definido pela eq. (3.2);
- 2) Obtém-se a matriz de variância e covariância Σ_e e calcula-se $\Sigma_e = A_0 \Sigma_e A_0'$;
- 3) Maximiza-se a seguinte função de verossimilhança:

$$-\frac{T}{2} \ln |A_0^{-1} \Sigma_e (A_0')^{-1}| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_t A_0' \Sigma_e^{-1} A_0 \hat{e}_t)$$

Com o procedimento proposto, espera-se que o capital, a área plantada, o número de horas trabalhadas e a PTF expliquem de forma satisfatória o produto agrícola. Além disso, espera-se, ainda, que variações na PTF exerçam influência sobre a utilização dos insumos.

3. 4 Base de dados

Devido à limitada disponibilidade de informações para as variáveis de interesse da pesquisa, foram utilizados dados anuais para o período compreendido entre os anos de 1972 e 2009.

Conforme já mencionado, as variáveis foram selecionadas com base em uma função de produção para o produto agrícola com os fatores de produção terra, capital e trabalho, além da PTF. Como não existe uma série de estoque de capital agrícola, utilizou-se uma *proxy*

¹⁷ Para maiores detalhes ver Enders (2004).

calculada com base no valor do estoque de tratores agrícolas. Para a variável terra, utilizou-se a área colhida e para o trabalho, o número de horas trabalhadas na agricultura. A PTF foi calculada com base nas estimativas feitas no segundo capítulo deste trabalho.

A seguir descrevem-se brevemente as fontes de dados consultadas e os procedimentos adotados para a obtenção das variáveis que fazem parte do cálculo do modelo proposto.

3.4.1 Número de horas trabalhadas na agricultura

O número de horas trabalhadas total na agricultura foi obtido através da multiplicação do montante de trabalhadores pelo número de horas habitualmente trabalhadas por semana, ambas obtidas a partir da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD) e dos censos divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para obter o montante de trabalhadores na agricultura utilizou-se os valores correspondentes ao número de trabalhadores com ocupação principal em atividade agrícola com carga horária superior a 14 horas. Utilizou-se esta abordagem devido a descontinuidade na forma de medição do número total de trabalhadores da agricultura.¹⁸

Para obter o número de horas trabalhadas por pessoa ocupada tomou-se como base as tabelas divulgadas pela PNAD que apresentam o número de pessoas ocupadas, por grupos de horas habitualmente por semana no trabalho principal, para o ramo de atividades agrícolas. A partir destes dados obteve-se uma média ponderada para três faixas de horas trabalhadas, calculada na quantidade média de horas trabalhadas para a faixa central (44 horas) e através dos valores extremos para as outras duas faixas (39 e 49 horas).¹⁹ Este procedimento permitiu obter-se um índice de horas trabalhadas médias por pessoa para cada ano da pesquisa.

Na Figura 3.3 é apresentada a evolução dos valores obtidos com o procedimento para o número de horas trabalhadas na agricultura, em índice, para o período compreendido entre os anos de 1972 e 2009.

¹⁸ Houve mudança no método de cálculo do total de pessoal ocupado na agricultura a partir de 1992, quando começaram a ser computados todas as pessoas que se localizassem na agricultura, incluindo produção para auto consumo e os que exercessem trabalho agrícola não remunerado por menos de 14 horas. A utilização desta série levaria a uma elevação súbita a partir de 1992. Para corrigir o problema continuou-se a série anterior a 1992 com os valores correspondentes à mão de obra com ocupação principal em atividade agrícola e com carga horária de trabalho superior a 14 horas.

¹⁹ Existem diferenças ao longo dos anos na forma em que a tabela de horas trabalhadas é apresentada na PNAD. As tabelas foram ajustadas para todos os anos para três faixas de horas trabalhadas: até 39 horas, 40 a 48 horas, acima de 49 horas.

Figura 3.3 – Horas trabalhadas na agricultura – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009)

Fonte: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2011)

3.4.2 Produto agrícola

Para obter o produto agrícola multiplicou-se a quantidade colhida de 18 produtos agrícolas pelos seus preços médios no período 1972-2009, descontando-se a seguir os gastos com insumos agrícolas.

Os dados de produção agrícola foram obtidos a partir do Levantamento Sistemático da Produção Agropecuária (LSPA) disponibilizado pela Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM), realizada pelo IBGE. Estes 18 produtos utilizados para o cálculo do produto representam cerca de 94% da área total colhida no período.²⁰ Os preços dos produtos empregados no cálculo foram os divulgados pela Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Estes preços foram deflacionados pelo IGP-DI para o ano de 2009, utilizando-se para o cálculo a média dos preços deflacionados para o período 1972-2009.

No cálculo das despesas com insumos partiu-se do valor apresentado no censo agropecuário do IBGE de 1970, considerando-se os gastos com adubos, corretivos, sementes, mudas, agroquímicos e combustíveis e deflacionando-se para o ano de 2009 por meio do IGP-

²⁰ As unidades de quantidade foram compatibilizadas com as de preços. Os produtos utilizados para o cálculo e suas respectivas unidades de mensuração foram: banana (em cacho), cacau (em kg de amêndoa), café (em kg de grão), laranja (em cento), pimenta-do-reino (em kg), algodão (em caroço), amendoim (em kg e em casca), arroz (em kg e em m casca), batata-inglesa (em kg), cana-de-açúcar (em kg), cebola (em kg), feijão (em kg de grão), fumo (em kg de folha), mandioca (em ton.), milho (em kg de grão), soja (em kg de grão), tomate (em kg), e trigo (em kg de grão).

DI. A partir desta medida inicial utilizaram-se as variações no uso de insumo apresentadas por Gasques et. al. (2010) para obter-se uma série de despesas que abrangesse o período de 1972 a 2009. Os valores obtidos com o procedimento para os anos censitários foram similares com os dos censos agropecuários dos anos de 1975, 1980, 1985, 1995 e 2006, deflacionados pelo IGP-DI e para os mesmos insumos considerados para o ano de 1970.

Com o procedimento proposto obteve-se o valor bruto da produção agrícola descontado dos gastos com insumos. Na Figura 3.4, abaixo, apresenta-se a evolução dos valores calculados com o procedimento em índice para o período 1972 a 2009.

Figura 3.4 – Produto agrícola – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009)

Fonte: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2011) e Fundação Getúlio Vargas – FGV (2011)

3.4.3 Terras

Para a variável terra utilizou-se a soma da área colhida dos mesmos 18 produtos selecionados no cálculo do produto agrícola. À exemplo do produto agrícola, os dados foram obtidos a partir do Levantamento Sistemático da Produção Agropecuária (LSPA) disponibilizado pela Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM)²¹, realizada pelo IBGE.

Na Figura 3.5, abaixo, é apresentada a evolução da soma das áreas colhidas para os 18 produtos, em índice, para o período compreendido entre 1972 e 2009.

Figura 3.5 – Área colhida – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009)

Fonte: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2011)

3.4.4 Investimento e capital agrícola

Também não existem séries disponíveis para a variável estoque de capital e investimento agrícola que contemplem o período analisado como um todo. Desta forma, o estoque de capital e os investimentos foram calculados com base no estoque de tratores, procedimento proposto por autores como Barros (1981), Barros (1999) e Alves e Araújo (2002).

²¹ Dados disponíveis no Sistema Automático de Recuperação – SIDRA do IBGE.

Barros (1999) calcula uma *proxy* para as séries de capital e investimento na agricultura baseadas no estoque e nas vendas de tratores nacionais. Para obter o estoque de tratores o autor soma 21 anos de vendas de tratores com base nos dados disponibilizados pela Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA). Os valores obtidos com o procedimento foram compatíveis com o número de tratores apresentados nos censos agropecuários para os anos de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/96 e 2006.

Barros (1999), além da quantidade de tratores, utilizou uma curva teórica de depreciação do valor dos tratores. No cálculo da curva de depreciação, estimada econometricamente com base no valor de tratores usados, o autor encontrou uma depreciação anual de 6,1% e 6,15% para dois modelos de trator isoladamente e 6,17% para estes dois modelos em conjunto. Com base nos resultados encontrados, Barros (1999) sugere que a depreciação anual do estoque de tratores estaria entre 6% e 7%.

O procedimento de cálculo do valor do estoque de tratores utilizado neste trabalho foi baseado na proposta de Barros (1999). A metodologia consiste em somar-se o valor atual dos tratores comercializados nos últimos 21 anos.²² Para o valor dos estoque de tratores comercializados no ano atual utilizou-se o preço dos tratores novos multiplicado pelo número de tratores comercializados no ano em questão. Para o valor neste ano dos tratores comercializados no ano anterior multiplicou-se o número de tratores comercializados no ano anterior pelo preço de um novo depreciado em 6%. Este procedimento foi aplicado sucessivamente até que se tivesse a soma do valor no ano atual dos tratores comercializados nos últimos 21 anos. Assim, o valor do estoque de tratores em 2009 seria composto da soma do valor no ano presente dos tratores comercializados entre 1988 e 2009, sendo que as unidades vendidas em 2009 teriam valor de um trator novo e as unidades vendidas em 1988 teriam valor bem menor, considerando os 21 anos de depreciação.

Os preços dos tratores novos para calcular a série de estoque de capital foram obtidos com base na média de preços de dez diferentes modelos no período entre 1999 e 2009.²³ Estas séries foram obtidas junto ao Departamento de Economia Rural (DERAL) da Secretaria da

²² A evolução das vendas de tratores no Brasil é apresentada na seção 3.2.

²³ Os dez modelos considerados no cálculo foram: Agrale 5080.4 (81 cv, 4X4) – Turbo, John Deere 5600 ou 5615 (75 cv, 4X2), John Deere 5700 ou 5715 (85 cv, 4X4), Massey Ferguson 283 (86 cv, 4X4), Valtra 785C (75 cv, 4X4), Valtra BM85 (85 CV) (4X4), John Deere 6300 ou 6415 (100 cv, 4X4), John Deere 6600 ou 6615 (121 cv, 4X4), Massey Ferguson 299 (130 cv, 4X4), New Holland 7630 S100 (103 cv, 4X4).

Agricultura e Abastecimento do Estado do Paraná (SEAB/PR).²⁴ A depreciação considerada para o valor do estoque de tratores foi de 6% ao ano, baseada na proposta de Barros (1999).

Na Figura 3.6, a seguir, apresenta-se a evolução do estoque de capital, calculado com base no valor do estoque de tratores obtido pelo procedimento exposto, em índice para o período 1972 a 2009.

Figura 3.6 – Capital agrícola (estoque de tratores) – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009)

Fonte: Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores – ANFAVEA (2011) e Departamento de Economia Rural da Secretaria da Agricultura e Abastecimento do Estado do Paraná – SEAB/DERAL (2011)

3.4.5 Produtividade total dos fatores

A PTF foi medida por meio da função proposta por Pires e Garcia (2004). Para isso, assumiu-se que a fronteira estocástica da agricultura brasileira pode ser descrita pela eq. (3.4):

$$y = f(t, x, \beta) \exp(v) \exp(-u). \quad (3.4)$$

em que: y é o vetor de produto agrícola para todos os estados brasileiros, x é o vetor de fatores de produção, composto por trabalho (L), capital (K) e terra (T), β é o vetor de parâmetros e t é o tempo. Os termos v e u representam diferentes componentes de erros. Para estes erros assume-se que $v \sim N(0, \sigma^2)$ e $u \sim NT(\mu, \sigma^2)$, sendo que a distribuição dos erros u é normal truncada.

²⁴ Foram utilizados preços de tratores novos referentes ao estado do Paraná. O procedimento adotado considera, portanto, que o preço de tratores no Paraná representa a média dos preços dos tratores comercializados no Brasil.

Da parte determinística da eq. (3.4) pode-se obter:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial t} + \varepsilon_K \frac{\dot{K}}{K} + \varepsilon_L \frac{\dot{L}}{L} + \varepsilon_T \frac{\dot{T}}{T} - \frac{\partial u}{\partial t} \quad (3.5)$$

em que: ε_K , ε_L e ε_T são as elasticidades do produto. Considerando que o retorno à escala (RTS) é dado por $RTS = \varepsilon_K + \varepsilon_L + \varepsilon_T$, define-se que $\lambda_K = \frac{\varepsilon_K}{RTS}$, $\lambda_L = \frac{\varepsilon_L}{RTS}$, $\lambda_T = \frac{\varepsilon_T}{RTS}$.

Pires e Garcia (2004) apresentam um índice para a taxa de crescimento da PTF determinado pela eq. (3.5):

$$g_{TFP} = \frac{\dot{y}}{y} - S_K \frac{\dot{K}}{K} - S_L \frac{\dot{L}}{L} - S_T \frac{\dot{T}}{T} \quad (3.6)$$

em que: S_K , S_L e S_T são as parcelas dos fatores de produção capital, trabalho e terra na renda.

Com alguma manipulação algébrica das eq. (3.5) e (3.6), pode-se reescrever a taxa de variação da PTF de acordo com a eq. (3.7) a seguir:

$$g_{TFP} = TP - \dot{u} + (RTS - 1)[\lambda_K g_K + \lambda_L g_L + \lambda_T g_T] + [(\lambda_K - S_K)g_K + (\lambda_L - S_L)g_L + (\lambda_T - S_T)g_T] \quad (3.7)$$

em que: $TP = \frac{\partial \ln f(t, K, L, T, \beta)}{\partial t}$ é o progresso técnico, $\dot{u}$ é a mudança da eficiência técnica,

$(RTS - 1)[\lambda_K g_K + \lambda_L g_L + \lambda_T g_T]$ é a mudança de escala da produção e $[(\lambda_K - S_K)g_K + (\lambda_L - S_L)g_L + (\lambda_T - S_T)g_T]$ é a mudança na eficiência alocativa.

Por meio da eq. (3.7) calculou-se a variação da PTF com base nas séries de dados apresentadas nesta seção e nos resultados obtidos no cálculo da função de produção apresentados no segundo capítulo deste trabalho, acumulando-se em seguida estas variações para obter-se a PTF em índice.²⁵

Na Figura 3.7, abaixo, é apresentada a evolução dos valores calculados, com o procedimento proposto, para a PTF em índice no período compreendido entre 1972 e 2009.

²⁵ Utilizou-se o valor do estoque de tratores (em R\$), o número de trabalhadores, a área colhida (em ha) e o valor bruto da produção (em R\$). As participações do capital, do trabalho e da terra no produto foram os mesmos do segundo capítulo deste trabalho.

Figura 3.7 – Produtividade total dos fatores agrícola – Índice (1972 = 1) – anual (1972 a 2009)

Fonte: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2011) e Fundação Getúlio Vargas – FGV (2011) e dados da pesquisa.

3.5 Resultados e discussão

Esta seção é dividida em seis subseções nas quais são descritos os resultados obtidos com os procedimentos propostos. A seguir, descrevem-se inicialmente os resultados dos testes de raiz unitária, depois se discutem os resultados dos testes de cointegração. Na sequência são analisados os coeficientes da matriz A_0 , a decomposição dos erros de previsão e as funções de impulso resposta. Por fim, analisa-se a decomposição histórica da variância dos erros de previsão do modelo.²⁶

3.5.1 Resultados dos testes de raiz unitária

Na Tabela 3.3 são apresentados os resultados dos testes DF-GLS com e sem inclusão de tendência, nos quais a hipótese nula é de presença de raiz unitária.

²⁶ Alguns testes adicionais acerca do modelo foram realizados, porém optou-se por apresentar somente os resultados principais.

Tabela 3.3 – Resultados dos testes de raiz unitária DF-GLS^t com e sem tendência

Variável	Tendência	Lags	Estatística t	Valores críticos		
				1%	5%	10%
Horas trabalhadas	Não	1	-2.0470	-2,63	-1,95	-1,62
	Sim	3	-3.6966	-3,77	-3,19	-2,89
Capital	Não	1	-1.2492	-2,63	-1,95	-1,62
	Sim	1	-2.1910	-3,77	-3,19	-2,89
PTF	Não	4	-1.2558	-2,63	-1,95	-1,62
	Sim	3	-1.4118	-3,77	-3,19	-2,89
Área colhida	Não	1	-0.4377	-2,63	-1,95	-1,62
	Sim	1	-1.8074	-3,77	-3,19	-2,89
Produto	Não	4	-0.3606	-2,63	-1,95	-1,62
	Sim	1	-2.0840	-3,77	-3,19	-2,89

Fonte: resultados da pesquisa

O teste DF-GLS, com inclusão de constante e tendência determinística e somente com a inclusão da constante para a variável número de horas trabalhadas, indicou que a hipótese nula de presença de raiz unitária é rejeitada a 1% de significância, porém não é rejeitada a 5% ou 10%. Desta forma, o resultado encontrado para as horas trabalhadas evidenciou que a série possui raiz unitária a 5% de significância.

Para a série de estoque capital, os testes indicaram que a hipótese nula de presença de raiz unitária não é rejeitada a 1%, a 5% ou a 10% de significância. Assim, o teste DF-GLS indicou que a série possui raiz unitária, ou não é estacionária.

Os testes DF-GLS, com e sem inclusão de tendência determinística, para a PTF indicaram que a hipótese nula de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada a 1%, 5% ou 10% de significância. Desta forma, os testes DF-GLS indicaram que a série de PTF possui raiz unitária.

Na série de área colhida a hipótese nula de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada a 1%, 5% ou 10% de significância para os testes com e sem inclusão de tendência. O teste DF-GLS indicou, portanto, que a série de PTF possui raiz unitária ou não é estacionária.

Para o produto a hipótese nula de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada a 1%, 5% e 10% de significância com ou sem inclusão de tendência. Desta forma, o teste DF-GLS, também, indicou que a série de PTF também possui raiz unitária.

Os resultados obtidos nos testes realizados indicaram a necessidade da inclusão de todas as variáveis em diferença no modelo.

Os testes AIC e SBC para o número de defasagens para o sistema VAR apontaram que o melhor modelo é o de uma defasagem.²⁷

O fato das variáveis serem integradas de mesma ordem levou a necessidade de se testar a existência de cointegração entre elas e da adição de um termo de correção de erros no modelo VAR estrutural proposto.

3.5.2 Resultados dos testes de cointegração

Devido ao fato das variáveis do modelo serem integradas de mesma ordem existe necessidade de avaliar a existência de cointegração, utilizando o procedimento de Johansen (1988). Os valores críticos para os testes são apresentados por Osterwald-Lenun (1992).

Tabela 3.4 – Resultados dos testes de cointegração entre as variáveis PTF, horas trabalhadas na agricultura, capital agrícola, área colhida e produto agrícola

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	$\lambda_{traço}$	Valores críticos de Osterwald-Lenun (1992)
$r=0$	$r>0$	157,679	69,611
$r\leq 1$	$r>1$	78,861	47,707
$r\leq 2$	$r>2$	27,605	29,804
$r\leq 3$	$r>3$	6,461	15,408
$r\leq 4$	$r>4$	1,059	3,841

Fonte: resultados da pesquisa

Conforme pode ser observado na Tabela 3.4, a hipótese de não haver cointegração ($r=0$) é rejeitada ao nível de significância de 5%, pois a estatística $\lambda_{traço}$ possui valor de 157,7, que é superior ao valor crítico de 69,6.

A hipótese de $r\leq 1$ vetores cointegrantes também é rejeitada a 5% de significância, uma vez que a estatística $\lambda_{traço}$ possui valor superior ao crítico (78,9 e 47,7), conforme pode ser visto na Tabela 3.4.

²⁷ Mesmo que os testes tivessem indicado a necessidade de um número maior de defasagens, devido à utilização de um modelo com dados anuais e do limitado número de observações não seria possível a inclusão de um número de defasagens elevado.

A hipótese de que existem $r \leq 2$ vetores de cointegração não pode ser rejeitada. Conforme pode ser observado na Tabela 3.4, o valor encontrado para a estatística $\lambda_{traço}$ foi de 27,6, que é inferior ao valor crítico de Osterwald-Lenun (1992) a 5% de significância, que é de 29,8.

Desta forma, o teste $\lambda_{traço}$ indicou a necessidade da inclusão de dois vetores de cointegração no modelo VAR estrutural.

3.5.3 Resultados dos coeficientes da matriz A_0

Na Tabela 3.5 são apresentados os resultados da matriz A_0 . As relações contemporâneas apresentaram os sinais esperados. As variáveis horas trabalhadas, capital, área colhida e PTF têm impactos contemporâneos positivos sobre o produto, isto é, um aumento nas variáveis gera, em maior ou menor proporção, uma elevação no produto agrícola no mesmo momento em que aqueles acontecem.

Tabela 3.5 – Coeficientes, erro padrão, estatística t e significância do modelo

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Significância
a_{51}	0,517	0,023	22,045	0,000
a_{52}	0,108	0,061	1,774	0,076
a_{53}	0,773	0,117	6,606	0,000
a_{54}	0,504	0,052	9,669	0,000

Fonte: resultados da pesquisa

3.5.4 Decomposição da variância dos erros de previsão

Nas Tabelas 3.6 a 3.10, a seguir, são apresentados para os dez primeiros períodos, os resultados para a decomposição da variância dos erros de previsão do modelo completo.

Conforme se pode observar nas Tabelas 3.6 a 3.9, as variáveis PTF, horas trabalhadas, área colhida e capital possuem comportamentos essencialmente exógenos, uma vez que parte significativa das suas variâncias podem ser explicadas por choques próprios.²⁸

²⁸ Este comportamento exógeno para estas séries foi imposto pelo modelo estrutural proposto na seção 3.4. Embora este comportamento exógeno tenha sido imposto pelo modelo, buscar-se-á analisar as variáveis que melhor explicam a variância destas séries.

Tabela 3.6 – Decomposição da variância dos erros de previsão da produtividade total dos fatores

Período	Erro padrão	PTF	Horas trabalhadas	Capital	Área colhida	Produto agrícola
1	0,104	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	0,124	86,32	2,79	5,15	5,51	0,23
3	0,130	80,62	4,43	4,77	9,88	0,30
4	0,132	78,49	4,45	5,38	11,39	0,29
5	0,133	78,00	4,50	5,34	11,87	0,29
6	0,133	77,85	4,50	5,40	11,97	0,29
7	0,133	77,82	4,50	5,40	11,99	0,29
8	0,133	77,81	4,50	5,40	11,99	0,29
9	0,133	77,81	4,50	5,40	12,00	0,29
10	0,133	77,81	4,50	5,40	12,00	0,29

Fonte: resultados da pesquisa

Tabela 3.7 – Decomposição da variância dos erros de previsão do número de horas trabalhadas

Período	Erro padrão	PTF	Horas trabalhadas	Capital	Área colhida	Produto agrícola
1	0,044	0,00	100,00	0,00	0,00	0,00
2	0,046	0,14	93,05	1,22	5,48	0,12
3	0,046	0,45	90,04	2,96	6,43	0,12
4	0,046	0,45	89,64	3,12	6,68	0,12
5	0,047	0,47	89,44	3,26	6,71	0,12
6	0,047	0,47	89,41	3,28	6,72	0,12
7	0,047	0,47	89,40	3,30	6,72	0,12
8	0,047	0,47	89,40	3,30	6,72	0,12
9	0,047	0,47	89,39	3,30	6,72	0,12
10	0,047	0,47	89,39	3,30	6,72	0,12

Fonte: resultados da pesquisa

Tabela 3.8 – Decomposição da variância dos erros de previsão do capital agrícola

Período	Erro padrão	PTF	Horas trabalhadas	Capital	Área colhida	Produto agrícola
1	0,023	0,00	0,00	100,00	0,00	0,00
2	0,029	5,45	1,34	93,08	0,01	0,12
3	0,031	5,13	2,17	92,33	0,16	0,22
4	0,031	5,29	2,18	92,12	0,19	0,23
5	0,032	5,28	2,23	92,04	0,22	0,23
6	0,032	5,29	2,24	92,03	0,22	0,23
7	0,032	5,29	2,24	92,02	0,22	0,24
8	0,032	5,29	2,24	92,02	0,22	0,24
9	0,032	5,29	2,24	92,02	0,22	0,24
10	0,032	5,29	2,24	92,02	0,22	0,24

Fonte: resultados da pesquisa

Tabela 3.9 – Decomposição da variância dos erros de previsão da área colhida

Período	Erro padrão	PTF	Horas trabalhadas	Capital	Área colhida	Produto agrícola
1	0,051	0,00	0,00	0,00	100,00	0,00
2	0,056	0,31	0,09	9,47	90,08	0,06
3	0,057	0,46	0,19	10,00	89,28	0,07
4	0,057	0,47	0,22	10,52	88,72	0,07
5	0,057	0,49	0,23	10,62	88,60	0,07
6	0,057	0,49	0,23	10,66	88,55	0,07
7	0,057	0,49	0,23	10,67	88,53	0,07
8	0,057	0,49	0,23	10,68	88,53	0,07
9	0,057	0,49	0,23	10,68	88,53	0,07
10	0,057	0,49	0,23	10,68	88,53	0,07

Fonte: resultados da pesquisa

Tabela 3.10 – Decomposição da variância dos erros de previsão do produto agrícola

Período	Erro padrão	PTF	Horas trabalhadas	Capital	Área colhida	Produto agrícola
1	0,064	71,25	0,55	7,80	16,10	4,30
2	0,069	72,58	1,85	6,80	14,64	4,12
3	0,071	70,55	2,87	6,62	16,00	3,95
4	0,071	69,57	3,05	6,59	16,91	3,88
5	0,072	69,25	3,08	6,60	17,22	3,86
6	0,072	69,17	3,08	6,60	17,30	3,86
7	0,072	69,15	3,08	6,60	17,32	3,86
8	0,072	69,14	3,08	6,60	17,32	3,86
9	0,072	69,14	3,08	6,60	17,32	3,86
10	0,072	69,14	3,08	6,60	17,32	3,86

Fonte: resultados da pesquisa

De acordo com a Tabela 3.10, a decomposição da variância do produto agrícola é explicada em pouco menos de 70% por variações na PTF, em aproximadamente 17% pela área colhida e em cerca de 7% pela variação de capital na agricultura. A variável horas trabalhadas demonstrou baixo poder explicativo na decomposição dos erros de previsão, com pouco mais de 3% do total. Estes resultados demonstram a importância da produtividade na dinâmica do produto agrícola, devido à grande parte da variação do produto explicada por esta variável.

3.5.5 Funções de impulso resposta

Na Figura 3.8 apresentam-se os efeitos dos choques acumulados de PTF, horas trabalhadas, área colhida, capital e produto agrícola. Os choques de capital são cumulativos e, ao final do período, aumentam mais de duas vezes em relação ao valor inicial. Os choques nas horas trabalhadas mudam pouco ao longo do tempo em relação ao impacto inicial, reduzindo-se em cerca de 13% ao final do período. Os choques do produto agrícola sofrem uma elevação no segundo período de 34% em relação ao período inicial, para depois estabilizarem-se em um nível ligeiramente superior ao impacto inicial (cerca de 26%). Os choques de área colhida sofrem uma queda de 33% no segundo período em relação ao período inicial, para depois estabilizarem-se em um nível inferior ao inicial, porém superior ao segundo período, com uma queda de 22% em relação ao choque inicial. Os choques de produtividade correspondem no

segundo período a cerca de metade do choque inicial (52%), tendo leve crescimento nos períodos subsequentes estabilizando-se ao final em patamar próximo ao segundo (cerca de 58%).

Os resultados indicam que choques de todos os fatores tem efeito persistente, e que capital, especificamente, tende a se estabilizar somente após ter-se multiplicado por 2,5. Os choques das demais variáveis são persistentes mas se estabilizam com certa perda do impacto inicial. A seguir faz-se a análise da persistência dos efeitos dos choques em cada variável sobre as demais.

Figura 3.8 – Efeitos dos choques acumulados de PTF, horas trabalhadas, capital, área colhida e produto agrícola sobre elas mesmas

Fonte: resultados da pesquisa

A Figura 3.9 apresenta os efeitos dos choques acumulados da PTF sobre o produto agrícola, as horas trabalhadas, o capital e a área colhida.²⁹

Os choques são apresentados na forma de elasticidade, portanto, um choque inicial de PTF de 10% gera, ao final do período, uma elevação do capital da ordem de 1,1%, sugerindo que para que haja incorporação de novas tecnologias ao processo produtivo faz-se necessário investimento para elevar o estoque de capital.

O impacto de um choque de PTF de 10% eleva em 0,3% a área colhida no segundo período e 0,7% no final do período. Este resultado sugere que os aumentos de produtividade

²⁹ Os resultados das demais funções de impulso resposta do modelo acumuladas e não acumuladas são apresentados nas figuras disponíveis no anexo B.

devido às inovações tecnológicas ocorridos no período tiveram influência positiva sobre a área plantada, contribuindo, desta forma, para a expansão da fronteira agrícola.

Para as horas trabalhadas, um aumento de 10% na PTF gera uma redução de 0,2% ao final do período. Este resultado indica que as inovações tecnológicas incorporadas pela agricultura brasileira ao longo do período em análise foram relativamente poupadoras de mão de obra. Desta forma, o processo de modernização da agricultura ocorrido nas décadas de 1970 e 1980 teve como resultado uma redução relativa do trabalho no setor, havendo diminuição da quantidade de trabalho necessária para obtenção de uma unidade de produto.

Conforme pode-se observar na Figura 3.9, um choque de PTF de 10% eleva em 2,9% o produto no segundo período e em 3,6% ao final do período, o que demonstra que os aumentos de produtividade estão diretamente relacionados a aumentos de produção. Os efeitos sobre as demais variáveis são relativamente pequenos.

Figura 3.9 – Efeitos dos choques acumulados de PTF sobre as horas trabalhadas, o capital, a área colhida e o produto agrícola e da PTF sobre ela mesma

Fonte: resultados da pesquisa

Podem-se observar na Figura 3.10 os efeitos dos choques acumulados das horas trabalhadas, capital, área colhida e PTF sobre o produto agrícola e do produto agrícola sobre si mesmo. Um choque de 10% na área colhida gera um impacto inicial de 5,0% sobre o produto, estabilizando-se em 5,1% ao final do período. Um choque no capital de 10% gera um aumento no produto que é inicialmente de 7,7%. Ao final do período o choque inicial de

capital de 10% gera sobre o produto um impacto semelhante, de 7,6%. Um aumento do número de horas trabalhadas de 10% gera um choque inicial no produto de 1,1%. Estes choques aumentam ao longo do período gerando um impacto final da ordem de 1,8%. Um choque de 10% da PTF sobre o produto agrícola gera um impacto inicial de 5,2%, um impacto de 2,9% no segundo período para depois estabilizar-se em torno de 3,6%.

Os resultados obtidos sugerem que todos os fatores de produção têm impacto positivo sobre o produto, isto é, elevações na utilização dos fatores aumentam o produto. Além disso, o impacto da PTF sobre o produto também é positivo, indicando que as inovações tecnológicas ocorridas no período contribuíram para a elevação do produto.

Figura 3.10 – Efeitos dos choques acumulados de horas trabalhadas, capital, área colhida e PTF sobre o produto agrícola e do produto agrícola sobre ele mesmo

Fonte: resultados da pesquisa

3.5.6 Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do produto agrícola

Na Tabela 3.11 é apresentada a contribuição de cada variável na decomposição histórica da variância dos erros de previsão para o período compreendido entre 1974 e 2009.

Durante as décadas de 1970 e 1980, os erros de previsão do produto foram, na maior parte das vezes, positivos, o que indica que o produto observado para a agricultura no período esteve acima do previsto pelo modelo. Ao decompor esses erros em termos das previsões decorrentes de considerar apenas um dos fatores explicativos de cada vez poderá se definido que parte deles tiveram contribuição importante para o erro observado no produto e outros poderão ter tido contribuição menor ou mesmo atuado em direção contrária. Conforme pode-se observar na Figura 3.11 e na Tabela 3.11, a variável que trouxe maior contribuição na decomposição histórica da variância dos erros de previsão no período foi a PTF: os erros de previsão do produto advindos da consideração de variações apenas na PTF seguem de perto (em magnitude e direção) o erros de previsão havidos no produto considerando a totalidade de variáveis do modelo. Desta forma, as inovações tecnológicas foram os fatores que mais contribuíram para que o produto crescesse acima do nível esperado.

Para as décadas de 1990 e 2000 os erros de previsão associadas unicamente à PTF continuaram contribuindo para erros positivos do produto; porém, o produto passou a ficar abaixo do previsto, agora por força dos erros de previsão associados tanto ao capital como à terra. Ver a Figura 3.12 e a Tabela 3.11. Assim, crescimento dos investimentos da expansão da fronteira agrícola se deram abaixo do previsto para ambos, rebaixando assim os erros de previsão do produto.

A variável número de horas trabalhadas na agricultura teve pouco impacto sobre os erros de previsão do produto. De qualquer forma, a variável influenciou de forma mais significativa o produto durante os anos 1980, quando a agricultura possuía o maior número bruto de trabalhadores e esta variável contribuiu hora para elevar e hora para reduzir o crescimento esperado do produto.

Os choques próprios do produto, que representam os impactos que não estão relacionados aos fatores de produção ou à PTF tiveram pouca influência sobre os erros de previsão do produto, a exemplo dos choques no trabalho.³⁰ Na maior parte das vezes contribuíram para elevar o crescimento do produto além do esperado.

³⁰ Estes choques equivalem aos erros com distribuição normal da regressão apresentada no capítulo 2.

Tabela 3.11 – Erro de previsão e contribuição percentual das variáveis na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do produto (%) – 1974 a 2009

(continua)

Ano	Erro de previsão	PTF	Horas Trabalhadas	Capital	Área colhida	Produto agrícola
1974	-2,931	-2,233	-0,422	-1,027	0,018	0,724
1975	6,302	4,753	-1,274	2,419	-0,432	0,795
1976	-9,842	-6,775	-0,595	2,227	-2,239	-2,651
1977	0,325	2,798	-0,508	1,281	-0,699	-2,466
1978	-5,091	-5,004	1,168	-0,870	0,926	-1,292
1979	2,056	-3,541	-1,961	2,943	5,926	-1,031
1980	5,868	-1,799	-1,211	4,283	3,906	0,713
1981	8,756	12,406	-1,327	-2,854	-1,158	2,117
1982	2,086	2,580	-1,213	-6,763	5,272	2,637
1983	3,386	10,106	-0,987	-8,655	1,475	2,309
1984	-3,003	2,608	-2,373	-5,772	0,021	2,740
1985	17,656	11,855	2,294	-0,760	0,109	3,502
1986	7,902	1,303	0,766	1,373	-2,019	6,420
1987	7,157	2,355	-1,470	2,450	-3,201	7,142
1988	8,809	4,424	0,188	1,899	-4,047	6,370
1989	11,489	8,823	-0,798	0,674	-1,039	3,660
1990	-5,521	0,088	-2,435	-1,950	-5,104	3,982
1991	-10,656	-3,988	0,624	-5,287	-7,956	6,080
1992	-7,700	3,634	-1,242	-6,899	-6,284	3,361
1993	-7,593	3,738	1,150	-3,618	-10,576	2,176
1994	-3,844	3,890	0,162	2,505	-11,740	2,140
1995	-7,093	2,875	1,508	-3,402	-9,449	1,714
1996	-17,129	-0,701	2,170	-5,821	-13,633	0,423
1997	-13,102	4,608	0,938	-3,803	-13,500	-1,096
1998	-10,627	4,954	1,099	-5,569	-11,026	0,249
1999	-14,021	1,382	1,144	-6,419	-10,872	0,530
2000	-12,178	-1,008	1,880	-5,094	-9,049	0,883

Tabela 3.11 – Erro de previsão e contribuição percentual das variáveis na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do produto (%) – 1974 a 2009

						(conclusão)
Ano	Erro de previsão	PTF	Horas trabalhadas	Capital	Área colhida	Produto agrícola
2001	-9,634	2,640	-0,916	-6,091	-8,621	3,547
2002	-13,457	-3,369	-0,030	-6,843	-7,411	3,865
2003	-3,885	0,722	0,716	-5,887	-4,151	5,034
2004	-3,615	-2,994	2,025	-5,147	-1,803	4,558
2005	-5,147	-3,562	3,638	-8,004	-0,178	3,344
2006	-3,258	-1,213	1,624	-7,618	1,305	2,967
2007	1,770	0,973	0,984	-4,014	0,460	3,505
2008	-2,017	-2,239	0,130	-2,179	0,552	1,766
2009	1,157	1,280	-0,195	-0,070	0,074	0,070

Fonte: resultados da pesquisa

Figura 3.11 – Contribuição percentual da PTF na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do produto e erro de previsão do produto– 1974 a 2009

Fonte: resultados da pesquisa

Figura 3.12 – Contribuição percentual do capital e da área plantada na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do produto e erro de previsão do produto – 1974 a 2009

Fonte: resultados da pesquisa

3.6 Conclusão

Este artigo teve por objetivo analisar os impactos dinâmicos dos fatores de produção capital, trabalho e terras, bem como da PTF no produto agrícola, simulando uma função de produção para o setor agrícola, fazendo uso de uma estratégia empírica baseada em um modelo econométrico VAR estrutural.

Os resultados referentes às análises de impulsos demonstraram que um aumento da quantidade de cada um dos fatores de produção empregados geram impactos positivos, porém de diferentes magnitudes sobre o produto agrícola, sendo que dentre os fatores considerados o que tem maior influência sobre o produto é o capital.

Um aumento na PTF gera redução no trabalho agrícola. Este resultado indica que a modernização da agricultura ocorrida no período em análise trouxe inovações tecnológicas poupadoras de mão de obra para a agricultura brasileira. Desta forma, a relativa redução de trabalho por unidade de produto ocorrida na agricultura brasileira pode ser atribuída às inovações tecnológicas ocorridas no período.

O modelo demonstrou que elevações na PTF geraram aumento na área plantada. Este resultado aponta para o fato de que a modernização da agricultura ocorrida no período, com

elevação da produtividade, exerceu influência sobre a expansão da fronteira agrícola, permitindo a exploração de novas áreas.

A elevação da PTF também exerceu influência positiva sobre o capital empregado no setor. Este fato era esperado, uma vez que aumentos da PTF tendem a aumentar a taxa de retorno ao investimento.

A decomposição histórica da variância dos erros de previsão indicou que durante as décadas de 1970 e 1980 o produto agrícola foi maior que o previsto pelo modelo. Contribuíram para isso os ganhos de produtividade ocorridos à época com o suporte de investimentos e crescimento da área plantada adequados para que este crescimento ocorresse. No período subsequente, embora a produtividade continuasse a elevar o potencial de crescimento do produto, fatores que contiveram o investimento e a expansão da fronteira agrícola limitaram o crescimento da produção, que ficou abaixo do previsto pelo modelo. Estudos como os de Bacha e Bonelli (2004) já indicaram a queda do crescimento do investimento a partir dos anos 1980 - mormente face ao encarecimento desse fator de produção - como causa de menor crescimento da economia brasileira. Quanto ao papel da área cultivada, pode ter predominado numa primeira etapa o fato de que novas áreas podiam ser incorporadas em virtude dos avanços tecnológicos. Numa segunda etapa, a preocupação ambiental e as praticas conservacionistas conjugaram-se para diminuir o papel da área no crescimento do produto agrícola. Mais recentemente, já ao longo dos anos 2000, capital e terra passaram a contribuir mais para o crescimento do produto, provavelmente com a maior alocação do crédito para o setor e bem como com o avanço da infraestrutura, que permitiu maior aproveitamento de áreas do norte e do nordeste brasileiro.

Referências

ALVES, A.F.; ARAÚJO, P.F.C. Investimentos na agricultura brasileira: estimações alternativas de 1980 a 1998. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 40 n. 4, p. 755-768, 2002.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES - ANFAVEA. **Anuários estatísticos**. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/anuario.html>>. Acesso em: 01 jul. 2011.

BACHA, E.L., BONELLI, R. **Accounting for Brazil's growth experience – 1940-2002**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2004. 32 p. (IPEA. Texto para Discussão, 1018).

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

BARROS, G.S.C. **Investimento em tratores agrícolas no Brasil**. Piracicaba. 1981. 200 p. Tese (Livre-docência) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1981.

BARROS, G.S.C. Impacts of monetary and real factors on the US dollar in the identifiable VAR models. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 4, p. 519-541, 1991.

BARROS, J.R.M. Política e desenvolvimento agrícola no Brasil. In: VEIGA, A. (Ed.). **Ensaio sobre política agrícola**. São Paulo: Secretaria da Agricultura, 1979. p. 9-35.

BARROS, J.R.M.; PASTORE, A.C.; RIZZIERI, J.A. Evolução recente da agricultura mineira. In: BARROS, J.R.M.; GRAHAM, D. (Eds.) **Estudos sobre a modernização da agricultura brasileira**. São Paulo: Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo, 1977. 215 p.

BARROS, J.R.M.; **Política e desenvolvimento agrícola no Brasil**. São Paulo: Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo, 1982, 36p. (IPE/USP, Texto para discussão, 16/82).

BONELLI, R.; FONSECA, R. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1998. 43p. (IPEA Texto para Discussão, 557).

BRANDÃO, A.S.P.; REZENDE, G.C.; MARQUES, R.W.C. **Crescimento agrícola no período 1999/2004: explosão da área plantada com soja e meio ambiente no Brasil**. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/pdf/seminario/2005/gervasio%20rezende.pdf>>. Acesso em: 15 ago. 2011.

CANOVA, F. **Methods for applied macroeconomic research**. Princeton: Princeton University Press, 2007. 492 p.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 4, n. 366, p. 427-431, June 1979.

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

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2.ed. New York: Wiley, 2004. 460 p.

ENDERS, W. **Rats handbook for econometric time series**. 2.ed. New York: Wiley, 2004. 289 p.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 257-276, 1987.

FERREIRA FILHO, J.B.S.; COSTA, A.C.F.A. O crescimento da agricultura e o consumo de máquinas agrícolas no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, Foz do Iguaçu. **Anais...**, 1999, Foz do Iguaçu: SOBER. 1 CD-ROM.

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

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **FGVDADOS**. Disponível em: <<http://www.fgvdados.com.br/>>. Acesso em: 16 jun.2011.

GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.R.P.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. **Condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2003. 34 p. Projeto BRA 97/013, Pesquisa 31 A/1P.

GASQUES, J.G.; REZENDE, G.C.; VERDE, C.M.V.; SALERNO, M.S.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R.; CARVALHO, J.C.S. **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2004. 39 p. (IPEA. Texto para discussão, 1009).

GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.R.P.; VALDES, C. Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos Censos Agropecuários. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 38., 2010, Salvador. **Anais ...**, 2010, Salvador: ANPEC. 1 CD-ROM.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E.; JUDGE, G.G. **Undergraduate econometrics**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 471 p.

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

HOMEM DE MELO, F.B. **A abertura comercial e o papel dos aumentos de produtividade na agricultura brasileira**. São Paulo: IFB, 2002. 98 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 15 jan. 2011.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **IPEADATA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 15 jan. 2011.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, London, v. 12, p. 231-254, June/Sep. 1988.

JOHANSEN, S.; JOSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, p. 169-219, 1990.

JOHNSON, D.G. The nature of the supply function for agricultural products. **American Economic Review**, New York, v. 40, n. 4, p. 539-564, 1950.

JORGENSEN, D. W. The development of a dual economy. **Economic Journal**, London, v. 71, n. 282, p. 309-334, 1961.

MENDES, S.M.; TEIXEIRA, E.C.; SALVATO, M.A. Investimentos em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1985–2004. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 2, p. 91–102, 2009.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, Chicago, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

OLIVEIRA, J.C.; MONTEZANO, R.M.S. Os Limites das fontes de financiamento da agricultura no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 12, n. 2, p. 139-159, 1982.

OSTERWALD-LENUM, M.A. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 53, n. 3, p. 461-472, 1992.

PARANÁ. Secretaria da Agricultura e do Abastecimento. **Preços**. Disponível em: <<http://www.pr.gov.br/seab/>> . Acesso em: 25 jun. 2011.

PERRON, P.; NG, S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **Review of Economic Studies**, London, v. 63, p. 435-463, 1996.

PFAFF, B. **Analysis of integrated and cointegrated time series with R**. New York: Springer, 2008. 188p.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, Oxford, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PIRES, J.F., GARCIA, J.F. **Productivity of nations: a stochastic frontier approach to TFP decomposition**. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2004. 40 p. (FGV. Texto para Discussão, 143).

SANTOS, Z. A. P. de. **Adoção tecnológica na agricultura paulista**. São Paulo: Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo, 1984. 119 p.

SILVA, C.R.L. **Inovação tecnológica e distribuição de renda: impacto distributivo dos ganhos de produtividade na agricultura brasileira**. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola, 1995. 245 p. (IEA. Coleção Estudos Agrícolas, v. 2)

SIMS, C.A. Money, income and causality. **The American Economic Review**, New York, v. 62, n.4, p. 540-552, 1972.

SIMS, C.A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Chicago, v. 48, n. 1, p. 1-49, 1980.

SIMS, C.A. Macroeconomic and methodology. **The Journal of Economic Perspectives**, Princetown, v.10, n.1, p.105-20, 1996.

SPOLADOR, H.F.S. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda na agricultura brasileira**. Piracicaba. 2006. 108 p. Tese de doutorado (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

VAR WORKBOOK. **Vector Autoregression (VAR) Course**. Disponível em: <<http://www.estima.com/forum/viewtopic.php?f=4&t=655>>. Acesso em: 16 fev. 2012.

4 PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E CICLOS ECONÔMICOS REAIS NA AGRICULTURA BRASILEIRA

Resumo

Este trabalho tem por objetivo analisar o papel dos choques de produtividade no contexto de ciclos econômicos reais para a agricultura brasileira. Os choques de produtividade foram subdivididos em dois tipos, choques de produtividade advindos de avanços tecnológicos ou choques de produtividade total dos fatores (PTF) e choques não tecnológicos, devidos a variações climáticas, conjunturais entre outras. O modelo teórico proposto tem como base um modelo de *Small Open Economy* fundamentado na teoria RBC. Na estimação do modelo fez-se uso de técnicas de calibração em conjunto com técnicas de econometria bayesiana. Os resultados demonstram que um maior grau de endividamento do setor agrícola geraria um estoque de capital superior, o que poderia ter potencializado os choques de produtividade e melhorado o desempenho econômico da agricultura.

Palavras-chave: Ciclos econômicos reais; Choques de produtividade; Agricultura brasileira

Abstract

This paper examines the role of productivity shocks in the context of real business cycles (RBC) for Brazilian agriculture. The productivity shocks were subdivided into two types, shocks due to supply variations (u) and productivity shocks arising from technological advances (e) or shocks total factor productivity (TFP). The proposed model is based on a RBC Small Open Economy Model. The model estimation was made using calibration techniques in addition with Bayesian econometric techniques. The results showed that a greater degree of indebtedness of the Brazilian agricultural sector would generate a higher capital stock, which could have improved the agricultural economic performance.

Keywords: Real business cycles; Productivity shocks; Brazilian agriculture

4.1 Introdução

A teoria de ciclos econômicos reais (RBC), exemplificada pelo trabalho de Kydland e Prescott (1982) e suas extensões posteriores, interpreta a maior parte das flutuações agregadas dos EUA no pós-guerra como sendo consistente com o equilíbrio competitivo de um modelo neoclássico de crescimento, ampliado com uma escolha entre trabalho e lazer e choques exógenos de tecnologia. Além do seu aspecto teórico, os proponentes da RBC, também, apontam seu sucesso empírico como uma razão para acreditar nos seus mecanismos de propagação de choques na economia e no tempo.

Neste contexto, este trabalho tem por objetivo analisar o papel da produtividade total dos fatores, bem como a dinâmica dos fatores de produção capital e trabalho no contexto de ciclos econômicos reais para a agricultura brasileira. Para isto, buscou-se propor um modelo teórico adequado para o contexto da economia agrícola brasileira. Os choques foram subdivididos em dois tipos: choques de produtividade advindos de avanços tecnológicos (produtividade total dos fatores - PTF) e choques que não possuem natureza tecnológica e que podem ser devidos a variações climáticas, conjunturais entre outras.³¹ Tomou-se como base um modelo de *Small Open Economy* fundamentado na teoria RBC. Na estimação do modelo fez-se uso de técnicas de calibração em conjunto com técnicas de econometria bayesiana.

O trabalho está dividido da seguinte forma. Na seção 4.2, realizar-se-á uma breve revisão bibliográfica, na seção 4.3 apresenta-se um modelo teórico para os ciclos econômicos da agricultura brasileira. Na quarta seção, seção 4.4, far-se-á uma breve exposição do modelo econométrico utilizado. Na quinta seção, seção 4.5, apresentam-se os dados utilizados, a calibração do modelo e as *prioris* bayesianas. Na sexta seção, seção 4.6, apresentam-se os resultados e a discussão e, finalmente, na seção 4.7, as conclusões.

4.2 Revisão Bibliográfica

Rezende (1986, 1988, 1989a, 1989b)³² em um conjunto de artigos da década de 1980 apresentou explicações para o comportamento da agricultura nos ciclos econômicos brasileiros. Observando o fato de que a recessão ocorrida nos anos 1980 não afetou a agricultura na mesma proporção que a indústria nacional, a principal preocupação do autor estava em buscar explicação para este bom desempenho da agricultura em relação às flutuações ocorridas na economia brasileira. Através das formulações teóricas propostas por Schultz (1945) e Johnson (1950), a principal explicação apresentada por Rezende (1986, 1988, 1989a, 1989b) foi que, em decorrência do baixo desempenho da economia como um todo, o nível de emprego reduzia-se, baixando o custo de oportunidade marginal do trabalho. Assim, em razão da estabilidade do emprego rural, foi possível elevar a produção agrícola. Conforme Rezende (1986), nos anos 1970 a situação era oposta. A economia apresentava

³¹ Este segundo tipo de choques está relacionado com os choques aleatórios apresentados no primeiro artigo, enquanto o choque de PTF estaria relacionado à soma dos efeitos descritos naquele artigo (progresso técnico, eficiência alocativa, efeito escala e eficiência técnica).

³² As principais ideias dos referidos artigos encontram-se resumidas em Goldin e Rezende (1993).

crescimento vigoroso, o que acabava por elevar o custo de oportunidade marginal do trabalho, reduzindo a oferta agrícola, principalmente, sob a pequena produção.

Rezende (1988) sustentou que a maior parte dos produtos de mercado interno, até 1985, era produzida pelos pequenos e médios produtores, fato este que parece ainda ser verdadeiro, principalmente, no que tange aos produtos alimentícios. Desta forma, as oscilações da economia e no trabalho rural levariam a uma variação maior na produção dos bens voltados para o mercado interno durante os anos 1970. Nos anos 1980, o aumento do número de pequenos proprietários e arrendatários explicaria a elevação da quantidade ofertada de produtos de mercado interno (Rezende 1988).

Capital e investimentos são importantes aspectos de qualquer atividade produtiva. De acordo com Alves e Araújo (2002), no caso da agricultura brasileira, a elevada disponibilidade de crédito público foi elemento característico durante as décadas de 1970 e 1980. De acordo com os autores esta fartura, certamente, influenciava as decisões de investimento dos agricultores. Com a redução desta abundância de crédito a partir do final da década de 1980, segundo autores como Barros (1999) e Ferreira Filho e Costa (1999), houve mudança na dinâmica de investimentos de recursos na agricultura.

De acordo com Rezende (1989b) a acumulação de capital na agricultura durante a década de 1980 tanto podia ser anticíclica como pró-cíclica em relação ao que ocorria na economia como um todo. Seu comportamento dependeria da atuação das variáveis externas, uma vez que os ciclos internacionais podiam apresentar flutuações diferentes dos internos e o padrão de crescimento dos setores ligados ao comércio internacional poderia ser bastante distinto dos demais. O mesmo ocorreria com os insumos modernos usados na agricultura. Dada a alta dependência desses insumos em relação ao preço do petróleo, a formação de preços nesses mercados seria determinada exogenamente. Observe-se, ainda, que tais efeitos externos acabam por refletir no ramo da atividade agrícola para mercado interno através de ajustes do lado da oferta, posto que atividades voltadas para os mercados interno e externo, em parte, competem pro recursos, como a terra.

De acordo com Gasques (2003), o crédito de investimento foi pequeno durante os anos 1980 e parte dos anos 1990, quando as taxas de inflação eram extremamente elevadas. No final dos anos 1990 e início dos 2000, o aumento da oferta de crédito para investimentos pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) possibilitou expansão da demanda de máquinas agrícolas e outros bens de capital na agricultura por meio de iniciativas do Governo como o Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas e

Implementos Associados e Colheitadeiras (Moderfrota). Gasques (2003) aponta, ainda, que os desembolsos para crédito de investimento no período cresceram em proporção maior do que os desembolsos totais do crédito rural.

Amaral, Barros e Amaral (1983) afirmaram que a agricultura, em meio à turbulência macroeconômica do final da década de 1970 e início da década de 1980, não teve desempenho correlacionado com a evolução geral da economia. O estudo, centrado nas pressões de demanda sobre a agricultura, indicava que haveria um aumento crescente da demanda pela produção agrícola, sendo necessário que a política econômica enfatizasse o crescimento do setor, que poderia ocorrer pela expansão de área ou pelo aumento da produtividade.

Da-Rocha e Restuccia (2006) atribuíram um papel central para os ciclos econômicos agrícolas em relação à economia como um todo. De acordo com os autores, existem diferenças substanciais nos ciclos econômicos dos diferentes países que poderiam ser explicadas pelos ciclos agrícolas e pela importância da agricultura na economia. Os autores observaram que países que possuem uma alta participação da agricultura na economia experimentam maior variação no produto, menor variação no emprego e baixa correlação entre emprego e produto. Da-Rocha e Restuccia (2006) argumentaram que a agricultura apresenta relações distintas com as variáveis que a influenciam em relação ao resto da economia e possui comportamento pouco compatível com os ciclos econômicos agregados.

Devido a estas características singulares, segundo Da-Rocha e Restuccia (2006), a agricultura desempenhou um papel fundamental na diferença entre os ciclos econômicos agregados dos diferentes países. Os autores calibraram um modelo de dois setores de natureza RBC e encontram um resultado que aponta que um aumento de 2% para 30% na participação da agricultura no PIB aumenta a flutuação do produto da economia em quase 40%.

Além disso, Da-Rocha e Restuccia (2006) encontraram os seguintes resultados:

- 1) a agricultura flutua mais que o resto da economia: para a amostra de países da OCDE analisada, o produto agrícola flutuou duas vezes mais que o produto não agrícola;
- 2) a agricultura não é positivamente correlacionada com o resto da economia: para a amostra selecionada de países, a correlação do PIB agrícola e não agrícola foi de -0,03. O emprego na agricultura também não foi positivamente correlacionado com o resto da economia;
- 3) PIB e emprego na agricultura não são altamente correlacionados. Enquanto para a economia não agrícola a correlação PIB/emprego foi de 0,6, para a agricultura este valor foi de 0,06.

Os dois primeiros fatos notados por Da-Rocha e Restuccia (2006) podem ser também observados em alguns períodos da economia brasileira. Predomina no Brasil uma correlação positiva mas de baixa intensidade. Como indicado por Rezende, entre as décadas de 1970 e 1980, houve uma inversão de sinal na correlação.

Conforme pode-se verificar na Tabela 4.1, a volatilidade do PIB agropecuário brasileiro foi maior que a do resto da economia em quase todos os períodos apresentados, com exceção de 1971-1980 e 2001-2009. No período como um todo (1947-2009) o produto agropecuário apresentou desvio padrão 32% superior ao não agropecuário, ao invés dos 100% sugerido pelos autores. No caso brasileiro, a maior volatilidade para o PIB não agropecuário ocorreu no subperíodo 1961-1970, enquanto que para o PIB agropecuário ocorreu no subperíodo 1981-1990.

Quanto ao fato destacado por Da-Rocha e Restuccia (2006) de que a agricultura não é correlacionada com o resto da economia, pode-se observar na Tabela 4.2 que a correlação das duas séries variou bastante ao longo das décadas em análise. A correlação mostrou-se negativa somente em dois subperíodos 1971-1980, quando foi de -0,399 e 2001-2009 quando foi de -0,069. De qualquer forma, a correlação entre o setor agrícola e o resto da economia foi baixa para o período como um todo (0,191). A maior correlação entre os dois setores ocorreu no subperíodo 1991-2000, quando foi de 0,555.

Tabela 4.1 – Desvio padrão dos ciclos do PIB real agropecuário e não agropecuário e correlação entre os ciclos do PIB real agropecuário e não agropecuário*

Período	Desvio padrão dos ciclos do PIB	Desvio padrão dos Ciclos	Correlação
	não agropecuário (%)	do PIB agropecuário (%)	(%)
1947-1960	2,49	2,14	36,6
1961-1970	5,91	2,76	46,2
1971-1980	2,92	3,26	-39,9
1981-1990	4,55	4,11	21,9
1991-2000	2,84	2,06	55,5
2001-2009	1,99	2,88	-6,9
1947-2009	3,84	2,91	19,1

Fonte: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e estatística - IBGE e dados da pesquisa

* os resultados apresentados referem-se a dados filtrados pelo filtro HP com parâmetro de suavização da série utilizado (λ) de 100, conforme metodologia apresentada no apêndice C.

4.3 Modelo teórico

Nesta seção apresenta-se o modelo RBC de *Small Open Economy* conforme proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003). O modelo possui um único bem e não inclui o mercado monetário. Desta forma não inclui taxa de câmbio. A única diferença entre este modelo e o modelo básico RBC de Hansen (1985) é que este possui um mercado de títulos que permite a mobilidade de capital entre o setor em questão e os demais setores. Este mercado de títulos, também, tem o papel de fazer a inter-relação do setor agrícola brasileiro com o setor externo.³³

Como no modelo básico de Hansen (1985), com trabalho indivisível, cada uma das famílias escolhe uma sequência de valores para maximizar o a esperança do valor presente do seu fluxo de consumo $[c_t, h_t, k_{t+1}, b_t]_{t=0}^{\infty}$:

$$\max_{(c_t, h_t, k_{t+1}, b_t)} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln c_t + \phi h_t] \quad (4.1)$$

em que c_t é o consumo no tempo t e h_t é o tempo médio trabalhado, k_t o nível de capital e b_t e b_t é o volume de empréstimos. Além disso, a desutilidade do trabalho é dada por:

$$\phi = \frac{A \ln(1 - h_0)}{h_0} < 0 \quad (4.2)$$

Com $A > 0$, em que $0 < h_0 < 1$ é a quantidade de trabalho que cada família deve ofertar para o processo de produção se ela for uma das que forem escolhidas aleatoriamente para ofertar trabalho. A fração h_t/h_0 é a probabilidade de que uma determinada família seja escolhida para ofertar trabalho no período t .³⁴

Para cada família, mudar o nível de capital envolve um custo de ajustamento

$$\frac{\kappa}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 \quad (4.3)$$

Desta forma, ajustes rápidos de capital são mais custosos. Os custos são simétricos, de forma que reduzir o capital é tão custoso quanto aumentar.³⁵

Supondo que exista um conceito de risco na economia, então a taxa de juros paga em empréstimos extra setoriais³⁶ é uma função crescente do débito total do setor B_t . Esta relação pode ser expressa por meio de uma função linear simples:

³³ Mais informações podem ser encontradas em McCandless (2008).

³⁴ Para maiores informações ver Hansen (1985) e Rogerson (1988).

³⁵ Da forma como o modelo foi escrito, a reposição de capital depreciado não gera custos de ajustamento de capital.

$$r_t^f = r^* - aB_t \quad (4.4)$$

em que r_t^f é a taxa de juros extra setorial que cada família que compõe o setor paga para obter empréstimos ou recebe para emprestar e a é uma constante positiva. O sinal negativo significa que se o setor acumula débitos ($B_t < 0$), a taxa de juros a ser paga em novos empréstimos deve ser maior. A constante $r^* > 0$ é a taxa de juros que ocorreria no limite quando $B_t = 0$.

Considerando os custos de ajustamento de capital, o risco de empréstimos extra setoriais e uma taxa de depreciação δ de capital, cada família se depara com a restrição orçamentária descrita pela eq. (4.5).

$$b_t + k_{t+1} + \frac{\kappa}{2}(k_{t+1} - k_t)^2 + c_t = w_t h_t + r_t k_t + (1 - \delta)k_t + (1 + r^* - aB_{t-1})b_{t-1} \quad (4.5)$$

O Lagrangiano do problema pode ser escrito de acordo com a eq. (4.6).

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ & [\ln c_t + \phi h_t] \\ & + \lambda_t [w_t h_t + r_t k_t + (1 - \delta)k_t + (1 + r_t^f)b_{t-1} - b_t - k_{t+1} \\ & - \frac{\kappa}{2}(k_{t+1} - k_t)^2 - c_t] \} \end{aligned} \quad (4.6)$$

As condições de primeira ordem para a família incluindo a restrição orçamentária são dadas pelas eq. (4.7) a (4.10).

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_t} = \frac{1}{c_t} - \lambda_t = 0 \quad (4.7)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial h_t} = \phi + \lambda_t w_t = 0 \quad (4.8)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial k_{t+1}} = -\lambda_t(1 + \kappa(k_{t+1} - k_t)) + \beta E_t \lambda_t [r_{t+1} + (1 - \delta) + \kappa(k_{t+2} - k_{t+1})] = 0 \quad (4.9)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_t} = -\lambda_t + \beta E_t \lambda_t (1 + r_t^f) = 0 \quad (4.10)$$

Admite-se que o produto é proveniente de uma função de produção com retornos constantes à escala. A função de produção agrícola tem como insumos o capital, o trabalho e terras. As flutuações do produto são provenientes de choques tecnológicos. O produto é dado pela eq. (4.11).

$$y_t = f(z_t, k_t, h_t) = e^{u_t} e^{z_t} k_t^\mu h_t^\theta \bar{t}^{1-\theta-\mu} \quad (4.11)$$

³⁶ Conforme já mencionado, estes empréstimos extra setoriais além de incluir empréstimos de ou para outros setores incluem empréstimos de ou para o setor externo.

em que k_t é o insumo de capital físico, h_t é o insumo de trabalho, $\bar{t}$ é uma oferta fixa de terras.³⁷ O choque z_t é um parâmetro invariante de tecnologia em que z segue um processo autorregressivo AR(1) definido pela eq. (4.12).

$$z_{t+1} = \rho z_t + e_{t+1} \quad (4.12)$$

em que z_{t+1} é um vetor com os choques tecnológicos agrícolas e e_t segue uma distribuição normal com média zero. Os choques z_t estão mais relacionados com mudanças tecnológicas e neste trabalho, foram chamados de choques de produtividade total dos fatores (PTF). O segundo choque u_t é identicamente distribuído ao longo do tempo e possui média zero e desvio padrão σ_u e é conhecido antes da tomada de decisão. Os choques u_t , não estariam relacionados à tecnologia e, portanto, podem ser atribuídos a fatores como variações climáticas ou conjunturais. Neste trabalho, convencionou-se chamar estes choques, simplesmente de choques de produtividade agrícola.

Assumindo que o mercado dos fatores é competitivo, têm-se as condições estabelecidas pelas eq. (4.13) e (4.14) para os salários (w_t) e renda sobre o capital (r_t).

$$r_t = \mu e^{u_t} e^{z_t} k_t^{\mu-1} h_t^\theta \bar{t}^{1-\theta-\mu} \quad (4.13)$$

$$w_t = \theta e^{u_t} e^{z_t} k_t^\mu h_t^{\theta-1} \bar{t}^{1-\theta-\mu} \quad (4.14)$$

Como as famílias são idênticas, têm-se como condições de agregação as igualdades (4.15) a (4.19).

$$C_t = c_t \quad (4.15)$$

$$K_t = k_t \quad (4.16)$$

$$H_t = h_t \quad (4.17)$$

$$B_t = b_t \quad (4.18)$$

$$\bar{T} = \bar{t} \quad (4.19)$$

As equações para a versão dinâmica do modelo, escritas em termos das variáveis agregadas são dadas pelas quatro condições de maximização da utilidade da família e as duas equações para o mercado de fatores:

$$\phi = -\frac{w_t}{C_t}$$

$$\frac{1}{\beta} = E_t \frac{C_t}{C_{t+1}} (1 + r^* - aB_t)$$

³⁷ A inclusão de uma oferta fixa de terras na função de produção não tem nenhum impacto na dinâmica do modelo. Desta forma, considerou-se que a produtividade não afeta a quantidade de terras disponibilizada para a agricultura no curto prazo. A exemplo de Da-Rocha e Restuccia (2006), optou-se por incluir uma quantidade de terras fixa na função de produção por simplificação teórica e com a finalidade de normalização dos fatores na função de produção.

$$\frac{1}{\beta}(1 + \kappa(K_{t+1} - K_t)) = E_t \frac{C_t}{C_{t+1}} [r_{t+1} + (1 - \delta) + \kappa(K_{t+2} - K_{t+1})]$$

$$B_t + K_{t+1} + C_t = w_t H_t + r_t K_t + (1 - \delta)K_t -$$

$$\frac{\kappa}{2}(K_{t+1} - K_t)^2 + (1 + r^*)B_{t-1} - aB_{t-1}^2$$

$$r_t = \mu e^{u_t} e^{z_t} K_t^{\mu-1} H_t^{\theta} \bar{T}^{1-\theta-\mu}$$

$$w_t = \theta e^{u_t} e^{z_t} K_t^{\mu} H_t^{\theta-1} \bar{T}^{1-\theta-\mu}$$

No estado estacionário, os choques tecnológicos são nulos e as variáveis não mudam ao longo do tempo.

$$\phi = -\frac{\bar{w}}{\bar{C}}$$

$$\frac{1}{\beta} = 1 + r^* - a\bar{B}$$

$$\frac{1}{\beta} = \bar{r} + (1 - \delta)$$

$$\bar{C} = \bar{w}\bar{H} + (\bar{r} - \delta)\bar{K} + (r^* - a\bar{B})\bar{B}$$

$$\bar{r} = \mu \bar{K}^{\mu-1} \bar{H}^{\theta} \bar{T}^{1-\theta-\mu}$$

$$\bar{w} = \theta \bar{K}^{\mu} \bar{H}^{\theta-1} \bar{T}^{1-\theta-\mu}$$

No modelo completo log-linearizado ao redor do estado estacionário há duas variáveis de estado ($\tilde{K}_{t+1}$, $\tilde{B}_t$), quatro variáveis de controle ($\tilde{C}_t$, $\tilde{r}_t$, $\tilde{w}_t$ e $\tilde{H}_t$), duas variáveis estocástica (z_t e u_t) e as seguintes equações:

$$0 = \tilde{C}_t - \tilde{w}_t$$

$$0 = \tilde{C}_t - E_t \tilde{C}_{t+1} - \beta a \bar{B} \tilde{B}_t$$

$$0 = \beta \bar{r} E_t \tilde{r}_{t+1} + \tilde{C}_t - E_t \tilde{C}_{t+1} + \beta \kappa \bar{K} E_t \tilde{K}_{t+2} - (1 - \beta) \kappa \bar{K} \tilde{K}_{t+1} + \kappa \bar{K} \tilde{K}_t$$

$$0 = \bar{B} \tilde{B}_t + \bar{K} \tilde{K}_t + \bar{C} \tilde{C}_t - \bar{w} \bar{H} (\tilde{w}_t + \tilde{H}_t) - \bar{r} \bar{K} \tilde{r}_t - \frac{\bar{K}}{\beta} \tilde{K}_t - ((1 + r^*)\bar{B} - 2a\bar{B}^2) \tilde{B}_{t-1}$$

$$0 = u_t + z_t + (\mu - 1) \tilde{K}_t + (\theta) \tilde{H}_t - \tilde{r}_t$$

$$0 = u_t + z_t + (\mu) \tilde{K}_t + (\theta - 1) \tilde{H}_t - \tilde{w}_t$$

em que o til sobre as variáveis denota os desvios em relação ao estado estacionário, ou seja:

$$\tilde{X}_t = \ln X_t - \ln \bar{X}_t$$

com $X = [K, B, C, r, w, H]$.

4.4 Modelo econométrico

A estimação do modelo proposto neste trabalho será feita por meio da agregação de parâmetros calibrados com base em fatos observados da economia agrícola brasileira com parâmetros estimados via métodos Bayesianos com base nas *prioris* e em bases de dados selecionadas.

Tradicionalmente, os modelos RBC são avaliados por meio de calibração. Neste processo, os parâmetros são selecionados para que os resultados gerados pelo modelo sejam compatíveis com uma parte dos fatos estilizados observado empiricamente, tais como médias de longo prazo e evidências baseadas em microdados. Considera-se a calibração adequada, caso as simulações baseadas no modelo sejam compatíveis com fatos estilizados da economia. Na inexistência de erros de especificação do modelo e na presença de informação abundante sobre as variáveis do modelo, métodos de calibração deveriam gerar resultados compatíveis com métodos econométricos de máxima verossimilhança. Na prática, este fato raramente ocorre. De fato, estimações de modelos RBC por máxima verossimilhança podem gerar resultados irreais para os parâmetros, considerando que, geralmente, existem informações não contidas na amostra (CANOVA, 2007).

Os métodos Bayesianos, por outro lado, possibilitam que informações de estudos prévios, base de dados adicionais e fundamentação em microdados sejam incorporadas nas *prioris* que servem para reduzir o peso da função de verossimilhança no caso em que os cálculos para os parâmetros não estejam de acordo com as informações adicionais. Neste sentido, uma *priori* com variação limitada demonstra que o conhecimento sobre o parâmetro a ser estimado é grande (LUBIK E SCHORFHEIDE, 2005). Caso haja evidências inconclusivas sobre um determinado parâmetro, por outro lado, esta incerteza é incorporada na *priori* que poderá assumir valores definidos por um intervalo pouco restritivo. Esta incorporação das incertezas nas *prioris* permite que se inclua no modelo a incerteza quanto aos parâmetros escolhidos, o que não é possível em um modelo puramente calibrado.

4.4.1 Mecanismos básicos da estimação bayesiana

A informação que se tem sobre uma quantidade de interesse θ é fundamental na econometria Bayesiana. O verdadeiro valor de θ é desconhecido e a ideia é tentar reduzir este desconhecimento. Além disso, a intensidade da incerteza a respeito de θ pode assumir

diferentes graus. Do ponto de vista bayesiano, estes diferentes graus de incerteza são representados através de modelos probabilísticos para θ . Neste contexto, é natural que diferentes pesquisadores possam ter diferentes graus de incerteza sobre θ (especificando modelos distintos).

4.4.1.1 Teorema de Bayes

Considerando parâmetros de interesse desconhecidos (θ), a informação de que se dispõe sobre θ , resumida probabilisticamente através de $p(\theta)$, pode ser aumentada observando-se uma quantidade aleatória Y relacionada com θ . A distribuição amostral $p(y|\theta)$ define esta relação. A ideia de que após observar $Y = y$ a quantidade de informação sobre θ aumenta é bastante intuitiva e o teorema de Bayes é a regra de atualização utilizada para quantificar este aumento de informação. O teorema de Bayes em sua forma usual é dado pela eq. (4.20).

$$p(\theta|y) = \frac{p(\theta, y)}{p(y)} = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{\int p(\theta, y)d\theta} \quad (4.20)$$

A expressão $1/p(y)$ não depende de θ e funciona como uma constante normalizadora para $p(\theta|y)$.

Para um valor fixo de y , a função $l(\theta; y) = p(y|\theta)$ fornece a verossimilhança de cada um dos possíveis valores de θ enquanto $p(\theta)$ é chamada distribuição *a priori* de θ . Estas duas fontes de informação, *priori* e verossimilhança, são combinadas levando à distribuição *a posteriori* de θ , $p(\theta|y)$. Assim, a eq. (4.20) pode ser reescrita de acordo com a eq. (4.21).

$$p(\theta|y) \propto l(\theta; y)p(\theta) \quad (4.21)$$

Ao omitir-se o termo $p(y)$, a igualdade em (4.20) é substituída por proporcionalidade. Esta forma simplificada do teorema de Bayes pode ser útil em problemas que envolvam estimação de parâmetros, uma vez que o denominador é uma constante normalizadora. Porém, em outras situações, como seleção de modelos, o termo $p(y)$ tem papel fundamental.

A probabilidade *a posteriori* de um conjunto de valores de θ será pequena se $p(\theta)$ ou $l(\theta; y)$ forem pequenas para este conjunto. Caso atribua-se probabilidade para *a priori* igual a zero para um determinado conjunto de valores de θ , então a probabilidade *a posteriori* será zero qualquer que seja a amostra observada.

A partir da eq. (4.21), a constante normalizadora da *posteriori* pode ser recuperada pela eq. (4.22) chamada distribuição preditiva.

$$p(y) = \int p(y, \theta) d\theta = \int p(y|\theta)p(\theta) d\theta = E_{\theta}[p(Y|\theta)] \quad (4.22)$$

De acordo com Ehlers (2011), esta é a distribuição esperada para a observação y dado θ . Desta forma:

- 1) antes de observar Y pode-se checar a adequação da *priori* fazendo previsões via $p(x)$;
- 2) se Y observado receber pouca probabilidade preditiva então o modelo deve ser questionado.

Em aplicações de séries temporais o interesse pode se concentrar na previsão do processo em pontos não observados do tempo ou espaço. Supondo que, após observar $Y = y$, se está interessado na previsão de uma quantidade X , também relacionada com θ , e descrita probabilisticamente por $p(x|y, \theta)$, a distribuição preditiva de X dado y é obtida por integração pela eq. (4.22) conforme a eq. (4.23) (EHLERS, 2011).

$$p(x|y) = \int p(x, \theta|y) d\theta = \int p(x|\theta, y)p(\theta|y) d\theta \quad (4.23)$$

Em muitos problemas estatísticos a hipótese de independência condicional entre Y e X dado θ está presente e a distribuição preditiva pode ser definida pela eq. (4.24).

$$p(x|y) = \int p(x|\theta)p(\theta|y) d\theta \quad (4.24)$$

Em muitas aplicações práticas a integral na eq. (4.22) não tem solução analítica e precisará ser obtida por algum método de aproximação. As previsões geradas pelo modelo, por sua vez, são sempre verificáveis uma vez que X é uma quantidade observável. Pode-se obter da eq. (4.24) a eq. (4.25).

$$p(x|y) = E_{(\theta|y)}[p(X|\theta)] \quad (4.25)$$

Os conceitos de *priori* e *posteriori* são relativos àquela observação que está sendo considerada no momento. Assim, $p(\theta|y)$ é a *posteriori* de θ em relação à Y , que já foi observada. A *priori* de θ em relação à X não foi observada ainda. Após observar-se $X = x$ uma nova *posteriori* será obtida através de nova aplicação do teorema de Bayes (relativa à $Y = y$ e $X = x$).

Além disso, observando-se as quantidades $y_1, y_2, \dots, y_n$, independentes dado θ e relacionadas à θ através de $p_i(y_i|\theta)$ pode se obter as eq. (4.26) a (4.30).

$$p(\theta|y_1) \propto l_1(\theta; y_1)p(\theta) \quad (4.26)$$

$$p(\theta|y_2, y_1) \propto l_2(\theta; y_2)p(\theta|y_1) \quad (4.27)$$

$$p(\theta|y_2, y_1) \propto l_2(\theta; y_2)l_1(\theta; y_1)p(\theta) \quad (4.28)$$

⋮

$$p(\theta|y_n, y_{n-1}, \dots, y_1) \propto \left[\prod_{i=1}^n l_i(\theta; y_i) \right] p(\theta) \quad (4.29)$$

$$p(\theta|y_n, y_{n-1}, \dots, y_1) \propto l_n(\theta; y_n) p(\theta|y_{n-1}, \dots, y_1) \quad (4.30)$$

Desta forma, percebe-se que a ordem em que as observações são processadas é irrelevante para o teorema de Bayes.

4.4.2 Modelos RBC e estimação bayesiana

Conforme mostrado na seção 4.3, a forma final de um modelo RBC é escrita basicamente em termos de condições de primeira ordem e condições de equilíbrio que podem ser escritos na forma $\mathbb{E}\{f(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, u_t)\} = 0$, tendo como solução equações do tipo $y_t = g(y_{t-1}, u_t)$, que são chamadas de regras de decisão. A solução do sistema pode ser reescrita pelas eq. (4.31) a (4.34), a seguir (GRIFFOLI, 2007):

$$y_t^* = M\bar{y}(\theta) + M\hat{y}_t + N(\theta)x_t + \eta_t \quad (4.31)$$

$$\hat{y}_t = g_y(\theta)\hat{y}_t + g_u(\theta)u_t \quad (4.32)$$

$$E(\eta_t \eta_t') = V(\theta) \quad (4.33)$$

$$E(u_t u_t') = Q(\theta) \quad (4.34)$$

em que $\hat{y}_t$ são variáveis em desvios do estado estacionário, $\bar{y}$ é o vetor de valores estacionários e θ o vetor de parâmetros estruturais a serem estimados.

A eq. (4.32) é a regra de decisão ótima. Esta equação, porém, expressa a relação entre variáveis endógenas que não são diretamente observadas. Apenas y_t^* , na eq. (4.31) é observável e é relacionado com as variáveis endógenas pelo erro η_t . Além disso, existe uma tendência que é capturada por $N(\theta)x_t$ que permite a ocorrência do caso mais geral em que a tendência depende dos parâmetros estruturais. As eq. (4.31) e (4.32) compõem um sistema de medida e transição (ou equações de estado), respectivamente, como é tipicamente encontrado no filtro de Kalman.

4.4.3 Estimação da função de verossimilhança

O próximo passo é estimar a função de verossimilhança do sistema mencionado. As equações são não lineares nos parâmetros. No entanto, elas são lineares nas variáveis endógenas e exógenas. Desta forma, a probabilidade pode ser avaliada com um algoritmo

linear de predição de erro como o filtro de Kalman. Para $t = 1, \dots, T$ e com valores iniciais y_1 e P_1 , o filtro de Kalman segue o sistema recursivo descrito pelas eq. (4.35) a (4.39).³⁸

$$v_t = y_t^* - \bar{y}^* - M\hat{y}_t - Nx_t \quad (4.35)$$

$$F_t = MP_tM' + V \quad (4.36)$$

$$K_t = g_y P_t g_y' F_t^{-1} \quad (4.37)$$

$$\hat{y}_{t+1} = g_y \hat{y}_t + K_t v_t \quad (4.38)$$

$$P_{t+1} = g_y P_t (g_y - K_t M)' + g_u Q g_u' \quad (4.39)$$

Do sistema recursivo do filtro de Kalman, é possível derivar a função de log-verossimilhança dada pela eq. (4.40).

$$\ln l(\theta|Y_T^*) = -\frac{Tk}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T |F_t| - \frac{1}{2} v_t' F_t^{-1} v_t \quad (4.40)$$

Em que o vetor θ contém os parâmetros a serem estimados: θ , $V(\theta)$ e $Q(\theta)$ e na qual Y_T^* expressa o vetor de variáveis endógenas observáveis y_T^* encontradas na equação.

A eq. (4.40) permite chegar mais próximo do objetivo de estimar a distribuição a *posteriori* dos parâmetros. O logaritmo da Kernel a *posteriori* pode ser expresso pela eq. (4.41).

$$\ln \mathcal{K}(\theta|Y_T^*) = \ln l(\theta|Y_T^*) + \ln p(\theta) \quad (4.41)$$

Para encontrar a forma desta distribuição Kernel maximiza-se a eq. (4.41) com relação a θ .³⁹

4.4.4 Algoritmo de Metropolis-Hastings

Conforme pode se verificar, a capacidade de integrar funções, muitas vezes complexas e multidimensionais, é extremamente importante em inferência Bayesiana. Cálculos analíticos raramente podem ser empregados. Porém, vários métodos iterativos podem ser utilizados para obtenção dessas integrais. Os métodos mais conhecidos são Monte Carlo, Monte Carlo com função de importância, *Bootstrap* Bayesiano e Monte Carlo via cadeias de Markov (MCMC). Os métodos de Monte Carlo via cadeias de Markov (MCMC) têm como ideia central obter uma amostra da distribuição a *posteriori* e calcular estimativas amostrais de características desta distribuição. Os métodos MCMC mais utilizados são o amostrador de Gibbs e o

³⁸ Para maiores informações ver o capítulo 13 de Hamilton (1994).

³⁹ Este processo é realizado por meio de métodos numéricos.

algoritmo de Metropolis-Hastings. A seguir descreve-se brevemente o algoritmo de Metropolis-Hastings, o método utilizado neste trabalho.⁴⁰

A ideia geral deste tipo de método é simular um passeio aleatório no espaço de θ que converge para uma distribuição estacionária, que é a distribuição de interesse no problema. Desta forma, no algoritmo de Metropolis-Hastings um valor gerado a partir uma distribuição auxiliar é aceito com uma dada probabilidade. Este mecanismo de correção garante a convergência da cadeia para a distribuição de equilíbrio, que neste caso é a distribuição a *posteriori* (EHLERS, 2011).

Supondo que a cadeia esteja no estado θ e um valor θ' seja gerado de uma distribuição proposta $q(\cdot | \theta)$, o novo valor θ' é aceito com probabilidade:⁴¹

$$\alpha(\theta, \theta') = \min \left(1, \frac{\pi(\theta')q(\theta|\theta')}{\pi(\theta)q(\theta'|\theta)} \right) \quad (4.42)$$

em que π é a distribuição de interesse.

Uma característica importante da eq. (4.42) é que só é preciso conhecer a distribuição π parcialmente. Em termos práticos, o algoritmo de Metropolis-Hastings pode ser descrito da seguinte maneira (EHLERS, 2011):

- 1) Especificar um valor inicial de θ para $t = 0$ ($\theta^{(0)}$).
- 2) Gerar um valor novo para θ' da distribuição $q(\cdot | \theta)$.
- 3) Calcular a probabilidade de aceitação ($\alpha(\theta, \theta')$) e gerar $u \sim U(0,1)$.
- 4) Se $u \leq \alpha$, então aceita-se o novo valor e tem-se $\theta^{(t+1)} = \theta'$, caso contrário rejeita-se e tem-se $\theta^{(t+1)} = \theta$.
- 5) Passar de t para $t + 1$ e retornar ao passo 2.

Embora a distribuição proposta possa ser escolhida arbitrariamente na prática deve-se tomar alguns cuidados para garantir a eficiência do algoritmo. Em aplicações Bayesianas a distribuição de interesse é a própria *posteriori*, ou seja, $\pi = p(\theta|y)$, e a probabilidade de aceitação assume uma forma particular expressa pela eq. (4.35).⁴²

$$\alpha(\theta, \theta') = \min \left(1, \frac{p(y|\theta')p(\theta')q(\theta|\theta')}{p(y|\theta)p(\theta)q(\theta'|\theta)} \right) \quad (4.43)$$

⁴⁰ Mais detalhes sobre este método podem ser obtidos em Canova (2007) e Griffoli (2007).

⁴¹ Esta distribuição proposta ($q(\cdot | \theta)$) pode depender do estado atual da cadeia, por exemplo, poderia ser uma distribuição normal centrada em θ .

⁴² De acordo com Griffoli (2007), para o problema em questão a probabilidade de aceitação de um novo valor θ' é dada por $\alpha(\theta, \theta') = \min(1, r)$ com $r = \frac{p(\theta|Y_T)}{p(\theta|Y_T)} = \frac{\mathcal{K}(\theta|Y_T)}{\mathcal{K}(\theta|Y_T)}$ e $\ln \mathcal{K}(\theta|Y_T^*)$ definido pela eq. (4.41).

4.5 Base de dados, calibração e estimação do modelo

A seguir apresentam-se a base de dados utilizada para calibrar o modelo, o procedimento de calibração do modelo e as *prioris* bayesianas utilizadas na estimação.

4.5.1 Base de dados

Foram utilizados neste trabalho dados anuais para o período compreendido entre os anos de 1972 e 2009. Este período foi escolhido devido à disponibilidade de dados para as variáveis de interesse da pesquisa.

A periodicidade usual dos dados para se estudar modelos de ciclos reais é trimestral. Optou-se por um modelo anual, devido ao problema de disponibilidade de dados. Para o caso do Brasil, séries anuais tem sido empregadas por vários autores, dentre os quais pode-se destacar Ellery, Gomes e Sachsida (2002) e Araújo, Cunha e Carpena (2008).

As variáveis investimento (I) e número de horas trabalhadas na agricultura (H) foram utilizadas diretamente na estimação dos modelos, enquanto que as variáveis produto (Y) e estoque de capital agrícola (K) servem para avaliação indireta das simulações obtidas a partir da estimação do modelo. Optou-se por não incluir o produto (Y) entre as variáveis observáveis para que fosse possível a partir de simulações nos empréstimos extra setoriais (B) e nos investimentos (I) avaliar o impacto correspondente no produto. Outras variáveis como consumo, salários e renda sobre o capital não puderam ser avaliadas, pois não existem séries com confiabilidade suficiente ou que compreendam um período suficientemente grande para a análise.

Os dados foram filtrados utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott (HP), procedimento padrão na literatura de ciclos econômicos apresentado no apêndice C. O valor para o parâmetro de suavização da série utilizado (λ) utilizado foi de 100, valor este comumente utilizado para séries anuais. A seguir descrevem-se brevemente as variáveis utilizadas e as bases de dados em que foram obtidas.

4.5.1.1 Número de horas trabalhadas na agricultura

O número de horas trabalhadas total na agricultura foi obtido através da multiplicação do montante de trabalhadores pelo número de horas habitualmente trabalhadas por semana,

ambas obtidas a partir da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD) e dos censos divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para obter o montante de trabalhadores agrícolas utilizou-se o número total de trabalhadores com ocupação principal em atividade agrícola e que trabalham mais de 14 horas na agricultura.

Para obter o número de horas trabalhadas por pessoa ocupada, tomou-se como base as tabelas divulgadas pela PNAD que apresentam o número de pessoas ocupadas, por grupos de horas habitualmente por semana no trabalho principal, para o ramo de atividades agrícolas. A partir destes dados obteve-se uma média ponderada para três faixas de horas trabalhadas, calculada na quantidade média de horas trabalhadas para a faixa central (44 horas) e através dos valores extremos para as outras duas faixas (39 e 49 horas).⁴³ Este procedimento permitiu a obtenção de um índice de horas trabalhadas médias por pessoa.

4.5.1.2 Produto agrícola

O produto agrícola foi obtido somando-se a multiplicação da quantidade colhida de 18 produtos agrícolas pelos seus preços médios no período 1972-2009, descontando-se a seguir os gastos com insumos agrícolas.⁴⁴

Os dados de produção agrícola foram obtidos a partir do Levantamento Sistemático da Produção Agropecuária (LSPA) disponibilizado pela Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM), realizada pelo IBGE. Estes 18 produtos utilizados para o cálculo do produto representam cerca de 94% da área total colhida no período.⁴⁵

Os preços dos produtos empregados no cálculo foram os divulgados pela Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Estes preços foram deflacionados pelo IGP-DI para o ano de 2009, utilizando-se para o cálculo a média dos preços deflacionados para o período 1972-2009.

⁴³ Existem diferenças ao longo dos anos na forma em que a tabela de horas trabalhadas é apresentada na PNAD. As tabelas foram ajustadas para todos os anos para três faixas de horas trabalhadas: até 39 horas, 40 a 48 horas, acima de 49 horas.

⁴⁴ Com o procedimento proposto pode-se obter o valor bruto da produção agrícola descontado dos gastos com insumos.

⁴⁵ As unidades de quantidade foram compatibilizadas com as de preços. Os produtos utilizados para o cálculo e suas respectivas unidades foram: banana (em cacho), cacau (em kg de amêndoa), café (em kg de grão), laranja (em cento), pimenta-do-reino (em kg), algodão (em caroço), amendoim (em kg e em casca), arroz (em kg e em m casca), batata-inglesa (em kg), cana-de-açúcar (em kg), cebola (em kg), feijão (em kg de grão), fumo (em kg de folha), mandioca (em ton.), milho (em kg de grão), soja (em kg de grão), tomate (em kg), e trigo (em kg de grão).

Para o cálculo das despesas com insumos partiu-se do valor apresentado no censo agropecuário do IBGE de 1970, considerando-se os gastos com adubos, corretivos, sementes, mudas, agroquímicos e combustíveis. Este montante foi deflacionado para o ano de 2009 por meio do IGP-DI. A partir desta medida inicial utilizaram-se as variações no uso de insumo apresentadas por Gasques et. al. (2010) para obter-se uma série de despesas que abrangesse o período de 1972 a 2009. Os valores obtidos com o procedimento para os anos censitários foram similares com os dos censos agropecuários dos anos de 1975, 1980, 1985, 1995 e 2006, deflacionados pelo IGP-DI.

4.5.1.3 Investimento e capital agrícola⁴⁶

Não existem séries disponíveis para a variável estoque de capital e investimento agrícola que contemplem o período analisado como um todo. Desta forma, o estoque de capital e os investimentos foram calculados com base no procedimento proposto por Barros (1981) e Barros (1999).

Barros (1999) baseado no trabalho de Barros (1981) calcula uma *proxy* para as séries de capital e investimento da agricultura baseadas no estoque e nas vendas de tratores nacionais. Para obter o estoque de tratores somou-se 21 anos de vendas de tratores com base nos dados disponibilizados pela Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA). O valor obtido com este procedimento foi compatível com os dados apresentados nos censos agropecuários para os anos de 1975, 1980, 1985 e 1995 e 2006.

Com base no estoque de tratores calculou-se a série de valor do estoque de tratores em reais de 2009. Para isto, além da quantidade de tratores, utilizou-se a curva teórica de depreciação de tratores estimada por Barros (1999)⁴⁷ e a média de preços de dez diferentes modelos de tratores novos no período entre 1999 e 2009 obtidas junto ao Departamento de Economia Rural (DERAL) da Secretaria da Agricultura e Abastecimento do Estado do Paraná (SEAB/PR)⁴⁸. Com estas informações foi possível calcular preços para os tratores novos e

⁴⁶ O cálculo para obtenção das variáveis investimento e capital agrícola são apresentadas com maiores detalhes no capítulo 3, seção 3.4.4.

⁴⁷ A curva de depreciação teórica, estimada por Barros (1999), demonstra que o estoque de tratores tem depreciação anual entre 6% e 7%.

⁴⁸ Os dez modelos considerados no cálculo foram: Agrale 5080.4 (81 cv, 4X4) – Turbo, John Deere 5600 e 5615 (75 cv, 4X2), John Deere 5700 e 5715 (85 cv, 4X4), Massey Ferguson MF 283 (86 cv, 4X4), Valtra 785C (75 cv, 4X4), Valtra BM85 (85 CV) (4X4), John Deere 6300 e 6415 (100 cv, 4X4), John Deere 6600 e 6615 (121 cv, 4X4), Massey Ferguson MF 299 (130 cv, 4X4), New Holland 7630 S100 (103 cv, 4X4).

usados. Multiplicando-se a quantidade de tratores com determinado tempo de uso pelo seu respectivo preço foi possível calcular os valores do estoque de tratores em reais para cada ano.

Para a série de investimentos, utilizou-se neste trabalho a variação nas vendas de tratores novos para cada ano em valores monetários. Este valor foi calculado com base nas vendas de tratores no período multiplicado pelos mesmos preços médios de tratores novos utilizados para o cálculo do estoque de capital.

4.5.2 Calibração

Nesta seção discutem-se os parâmetros utilizados na calibração do modelo. Para a escolha dos parâmetros em modelos RBC, utiliza-se como fontes básicas para esses modelos estudos com microdados e observações relacionadas ao crescimento de longo prazo. No caso brasileiro, o problema básico se deve ao fato de não existirem muitos estudos que se valem deste tipo de análise. De acordo com Magalhães (2005), os autores brasileiros envolvidos com pesquisa em ciclos econômicos acabam tendo de recorrer a valores usados para a economia norte-americana, sendo este procedimento mais comum para o caso de parâmetros tecnológicos.⁴⁹ Neste trabalho, alguns parâmetros foram selecionados a partir dos resultados de pesquisas existentes na literatura, enquanto outros foram calibrados de modo que o estado estacionário determinístico do modelo fosse compatível com fatos da economia agrícola brasileira.

O parâmetro r^* da equação de empréstimos extra setoriais foi inicialmente calibrado para que a economia no estado estacionário apresentasse valores para os empréstimos extra setoriais próximos a zero. Adicionalmente, calibrou-se o parâmetro para que os empréstimos extra setoriais concedidos representassem, em uma primeira situação, 15% e 30% do produto gerado, bem como em uma segunda situação, os empréstimos extra setoriais tomados representassem as frações de 15% e 30% do produto gerado, ambos no estado estacionário. Este procedimento foi adotado a fim de avaliar uma mudança na situação inicial, podendo-se, desta forma, analisar situações em que o setor fosse credor líquido e devedor líquido em

⁴⁹ Segundo Magalhães (2005), um problema decorrente deste procedimento é a inadequação dos parâmetros à economia brasileira. De acordo com o autor, considerar os mesmos parâmetros de calibração para as economias brasileira e americana — especialmente no que diz respeito a parâmetros relacionados ao choque tecnológico que é a fonte básica de ciclos nesses modelos — equivale à suposição implícita de que existe um mesmo grau de desenvolvimento tecnológico entre economias distintas. Hansen (1997) demonstra que, dependendo como o processo estocástico do choque tecnológico é modelado, podem ocorrer diferenças consideráveis em termos dos resultados obtidos.

relação ao resto da economia. Assim, utilizou-se para o parâmetro r^* os valores 0,010, 0,030, 0,053, 0,075 e 0,095 para simular as situações iniciais propostas.

Não existem referências para o valor do custo de ajustamento de capital (κ) na economia agrícola brasileira. Além disso, não é possível fundamentar microeconomicamente este parâmetro e, portanto, não existe contrapartida observável para esta medida. Desta forma, sua medida não pode ser avaliada (KANCKZUCK e FARIAS, 2000). Embora o valor não possa ser avaliado diretamente, a inclusão do parâmetro κ é importante para que a correlação investimento/capital e os desvios padrões do investimento e do capital obtidos nas simulações realizadas com o modelo sejam compatíveis com o observado na economia agrícola brasileira. O parâmetro κ foi fixado em 0,5 gerando uma correlação de 0,46 entre investimento e capital no modelo com $r^* = 0,053$, valor próximo ao observado empiricamente de 0,39. O desvio padrão do capital gerado pelo modelo com $r^* = 0,053$ foi de 0,03, valor considerado satisfatoriamente próximo do observável de 0,05. O desvio padrão no produto do modelo com $r^* = 0,053$ foi de 0,07, valor, também, bastante próximo do observável empiricamente de 0,06.

A depreciação do capital (δ) utilizada foi de 6,75%, valor compatível com a proposta de Barros (1999) de que a depreciação do capital anual na agricultura estaria entre 6% e 7%.

Para a calibração dos parâmetros de substituição temporal do consumo (β), da constante normalizadora da utilizada (A) e do número de horas trabalhadas para as famílias empregadas (h_0) utilizaram-se valores que gerassem medidas para a relação capital/produto, investimento/produto, renda sobre o capital e número de horas trabalhadas no estado estacionário compatíveis com o observado empiricamente.

O parâmetro h_0 foi fixado em 0,583, conforme proposto por Da-Rocha e Restuccia (2006) para uma amostra de países da OCDE.

Não existem referências a valores para o parâmetro A em aplicações agrícolas disponíveis na literatura, da forma como definido neste trabalho.⁵⁰ McCandless (2008) utiliza para o parâmetro A o valor 2 para a economia americana. Ellery, Gomes e Sachsida (2002) utilizam um valor de 2,29 para a economia brasileira. Kanckzuck e Farias (2000) utilizam um valor de 1,7 para a mesma variável para o setor industrial. Neste trabalho, este parâmetro foi calibrado para que gerasse relação capital/produto e investimento/produto, em estado

⁵⁰ Da-Rocha e Restuccia (2006) utilizam uma definição um pouco diferente do parâmetro A para uma amostra de países da OCDE. Embora a forma como o parâmetro é definido seja diferente, pode-se aproximar o valor considerado pelos autores para que seja comparável com o definida neste trabalho. Neste sentido, o valor do parâmetro A seria de aproximadamente 1,78.

estacionário, próximas ao observável empiricamente, respectivamente de pouco mais que 3 e 0,2, bem como um número de horas trabalhadas no estado estacionário próximo a 0,33. Para obter os valores citados no estado estacionário, utilizou-se neste trabalho um valor para A de 1,2.

Para o parâmetro β utilizou-se o valor 0,95. Este valor gera uma estimação para renda sobre o capital no estado estacionário ($\bar{r}$) de 12,01%. O resultado foi considerado compatível com as taxas de juros médias para o setor. Kanckzuck e Farias (2000) utilizam um valor próximo, de 0,98, para o setor industrial em um trabalho com periodicidade mensal.

No segundo capítulo desta tese estimou-se uma função de produção do tipo translog para a agropecuária brasileira, por meio de um modelo de fronteira estocástica com dados em painel utilizando os Censos agropecuários de 1975, 1985, 1995 e 2005. Os resultados apontam que a participação, com soma normalizada para um, do capital no produto agrícola foi de 39,2%, a participação do trabalho no produto agrícola foi de 24,3% e a participação da terra foi de 36,5%. Neste trabalho adotaram-se valores para a participação do capital na renda (μ) de 0,4, do trabalho (θ) de 0,25 e da terra ($1 - \mu - \theta$) de 0,35.

Para o parâmetro ρ utilizou-se o valor 0,5. Este valor não difere muito do proposto por Ellery, Gomes e Sachsida (2002) para a economia brasileira e é compatível com o cálculo do resíduo de Solow para a economia agrícola brasileira.⁵¹

Os parâmetros para os choques aleatórios e_t e u_t e para a da equação de empréstimos extra setoriais serão estimados e estão apresentados na próxima seção.

Tabela 4.2 – Resumo dos parâmetros obtidos na literatura

Parâmetro	Valor	Fonte
μ	0,45	2º capítulo desta tese
θ	0,25	2º capítulo desta tese
δ	6,75%	Barros (1999)
h_0	0,583	Da-Rocha e Restuccia (2006)

Fonte: resultados da pesquisa

⁵¹ A obtenção do resíduo de Solow setorial é descrito brevemente na seção 4.5.3.

Tabela 4.3 – Resumo dos parâmetros calibrados para a economia agrícola brasileira

Parâmetro	Valor	Critério
κ	0,5	$\sigma_k \cong 0,05$, $\sigma_i \cong 0,3$ e $correl(k, i) \cong 0,4$
β	0,95	$\bar{h} \cong 0,33$, $\bar{i}/\bar{y} \cong 0,2$, $\bar{k}/\bar{y} \cong 3$ e $\bar{r} \cong 12\%$
A	1,2	$\bar{h} \cong 0,33$, $\bar{i}/\bar{y} \cong 0,2$, $\bar{k}/\bar{y} \cong 3$ e $\bar{r} \cong 12\%$
r^*	0,010	$\bar{b}/\bar{y} \cong -30\%$
	0,030	$\bar{b}/\bar{y} \cong -15\%$
	0,053	$\bar{b} \cong 0$
	0,075	$\bar{b}/\bar{y} \cong 15\%$
	0,095	$\bar{b}/\bar{y} \cong 30\%$
$\bar{t}$	1	Normalização
ρ	0,5	Resíduo de Solow setorial

Fonte: resultados da pesquisa

4.5.3 Prioris

Para o cálculo do resíduo de Solow setorial agrícola, foram utilizados os fatores de produção capital, trabalho e terras medidos por meio da função descrita pela eq. (3.4) do capítulo 3. Por meio da eq. (3.7), também apresentada no capítulo 3, calculou-se a variação da PTF com base nas séries de dados apresentadas na seção 4.5.1 e nos resultados obtidos no cálculo da função de produção apresentados no segundo capítulo deste trabalho, acumulando-se em seguida estas variações para obter-se a PTF em índice.⁵²

Desta forma, seguindo a proposta de Da-Rocha e Restuccia (2006), a definição dos choques de produtividade foi baseada em uma observação para a economia agrícola brasileira. A correlação entre as variações de emprego e produto filtradas pelo filtro HP é negativa, (-0,19).⁵³ Esta observação sugere que os choques afetam o produto de forma diferente que afetam o emprego do setor. Choques de efeito transitório como os provenientes de variações climáticas podem ter este efeito. Choques de tecnologia (PTF), por outro lado, possuem efeitos mais persistentes. Devido a estas observações, assumiu-se, à exemplo de Da-Rocha e Restuccia (2006), dois componentes para o processo estocástico dos choques que afetam a economia agrícola, sendo o primeiro de natureza persistente denominado choque de

⁵² Utilizou-se o valor do estoque de tratores (em R\$), o número de trabalhadores, a área colhida (em ha) e o valor bruto da produção (em R\$). As participações do capital, do trabalho e da terra no produto foram os mesmos do segundo capítulo deste trabalho.

⁵³ Da-Rocha e Restuccia (2006) observaram que para a economia americana, a correlação emprego/produto na agricultura é positiva, porém bastante baixa (0,09).

produtividade total dos fatores – PTF (e) que está mais relacionado a mudanças de tecnologia e o segundo de natureza transitória denominado choque de produtividade agrícola (u), estando mais relacionado a choques de produtividade devido à variações climáticas. Estes choques serão estimados, por meio do modelo proposto, para que as variáveis observáveis – número de horas trabalhadas e investimento – atinjam a volatilidade observada empiricamente.⁵⁴

Para as *prioris* das médias dos desvios padrões dos choques propostos utilizaram-se valores idênticos. As médias dos desvios padrões dos choques de produtividade tecnológicos (σ_e) e de outros choques de produtividade (σ_u) foram fixados em 0,05 com base nos resultados provenientes da análise realizada no segundo capítulo deste trabalho. Os desvios padrões dos choques propostos foram compatível com os dados provenientes do cálculo da PTF para a economia agrícola brasileira, conforme descrito na seção 3.4.5 do terceiro capítulo. A função de densidade das *prioris* seguiu a proposta de An e Schorfheide (2007).

Como não existe informação acerca do parâmetro α da equação de empréstimos extra setoriais procurou-se impor uma média pouco restritiva para a *priori*, bem como uma função de densidade pouco informativa.

Na Tabela 4.4 e na Figura 4.1 são apresentados os parâmetros e a forma das *prioris* utilizadas no cálculo do modelo para todos os valores de r^* .

Tabela 4.4 – Distribuições à *priori* dos parâmetros do modelo

Parâmetro	Domínio	Média	Variância	Densidade	Fontes
σ_e	$R^* +$	0,05	0,05	Gama inversa	Resíduo de Solow setorial e An e Schorfheide (2007)
σ_u	$R^* +$	0,05	0,05	Gama inversa	Resíduo de Solow setorial e An e Schorfheide (2007)
α	[0,1)	0,50	0,2887	Uniforme	-

Fonte: resultados da pesquisa

⁵⁴ Da-Rocha e Restuccia (2006) consideraram que os choques climáticos não afetam a decisão de trabalho na agricultura, pois ocorrem em um período posterior a esta decisão. Esta hipótese não é feita neste trabalho.

Figura 4.1 – *Prioris*
 Fonte: resultados da pesquisa

4.6 Resultados e discussão

A estimação do modelo foi feita a partir dos dados apresentados na seção 4.5.1 para investimento (I) e número de horas trabalhadas (H). O modelo foi estimado, apenas, com base nestas duas variáveis, pois para evitar singularidade estocástica, são necessários número de choques iguais ao número de variáveis observadas (CANOVA, 2007).⁵⁵ A amostra compreende o período entre 1972 e 2009.

Optou-se por apresentar apenas os resultados obtidos para os modelos com $r^*=0,030$, $r^*=0,053$ e $r^*=0,075$, devido ao fato dos resultados para os demais valores ($r^*=0,010$, $r^*=0,095$) apresentaram resultados semelhantes.

Na Tabela 4.5 e na Figura 4.2, são apresentadas as distribuições *à priori* e *à posteriori* dos parâmetros do modelo, bem como o intervalo de confiança de 90% para a média *à posteriori*, donde se conclui que as *prioris* para os choques (σ_e e σ_u) estão muito próximos aos resultados obtidos para as *posteriors*, enquanto que o mesmo não ocorre para o parâmetro α .

⁵⁵ Como incluíram-se choques exógenos de PTF e de produtividade agrícola, foi possível inserir no modelo, apenas, duas variáveis observáveis.

Tabela 4.5 – Distribuições *à priori* e *à posteriori* dos parâmetros do modelo

Parâmetro	Valor de r^*	Média <i>à priori</i>	Média <i>à posteriori</i>	Intervalo de confiança (90%)	
σ_e	$r^* = 0,030$	0,05	0,0462	0,0157	0,0798
	$r^* = 0,053$	0,05	0,0460	0,0148	0,1030
	$r^* = 0,075$	0,05	0,0494	0,0147	0,0871
σ_u	$r^* = 0,030$	0,05	0,0479	0,0156	0,0844
	$r^* = 0,053$	0,05	0,0457	0,0156	0,0782
	$r^* = 0,075$	0,05	0,0498	0,0149	0,0892
a	$r^* = 0,030$	0,50	0,2568	0,2330	0,2811
	$r^* = 0,053$	0,50	0,1759	0,1560	0,1826
	$r^* = 0,075$	0,50	0,1339	0,1242	0,1445

Fonte: resultados da pesquisa

Figura 4.2 – *Prioris* e *posteriors* dos modelos com $r^* = 0,095$, $r^* = 0,075$, $r^* = 0,053$, $r^* = 0,030$ e $r^* = 0,010$
Fonte: resultados da pesquisa

Na Tabela 4.6 são apresentadas a decomposição da variância das variáveis do modelo entre choques de PTF e produtividade agrícola para as variáveis do modelo.⁵⁶ Na simulação foram induzidos choques temporários no sistema de natureza transitória – produtividade agrícola e de natureza persistente – PTF, sendo possível verificar a contribuição de cada tipo de choque para as variáveis observáveis – capital (K) e número de horas trabalhadas (H) – e simuladas pelo modelo – produto (Y), investimento (I), empréstimos extra setoriais (B), consumo (C), salários (w) e renda sobre o capital (r).

Tabela 4.6 – Decomposição da variância das variáveis do modelo devido a choques exógenos de PTF (e) e de produtividade agrícola (u)

Variáveis	Valor de $r^* = 0,030$		Valor de $r^* = 0,053$		Valor de $r^* = 0,075$	
	percentagem devido à		percentagem devido à		percentagem devido à	
	PTF (e)	Produtividade agrícola (u)	PTF (e)	Produtividade agrícola (u)	PTF (e)	Produtividade agrícola (u)
Capital (K)	73,67	26,33	76,59	23,41	78,28	21,72
Empréstimos extra setoriais (B)	33,01	66,99	35,38	64,62	36,75	63,25
Consumo (C)	65,12	34,88	67,39	32,61	68,60	31,40
Renda sobre o capital (r)	47,84	52,16	47,94	52,06	48,04	51,96
Salários (w)	65,12	34,88	67,39	32,61	68,60	31,40
Número de horas trabalhadas (H)	35,27	64,73	36,48	63,52	37,31	62,69
Investimento (I)	68,79	31,21	73,00	27,00	75,45	24,55
Produto (Y)	47,21	52,79	47,11	52,89	47,12	52,88

Fonte: resultados da pesquisa

Conforme pode-se verificar na Tabela 4.6, a decomposição da variância do produto foi de 47,11% para o choque de PTF e 52,89% para o choque de produtividade agrícola para o modelo com $r^* = 0,053$. No modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância do produto foi de 47,21% para o choque de PTF e 52,79% para o choque de produtividade agrícola. O modelo com $r^* = 0,075$ apresentou decomposição da variância do produto muito próximo ao modelo com $r^* = 0,053$, de 47,12% para o choque de PTF e 52,88% para o

⁵⁶ A decomposição da variância é apresentada no apêndice D.

choque de produtividade agrícola. Desta forma, de acordo com o modelo, a variação do produto ao longo do período em análise estaria relacionada, em proporções similares, tanto a choques de PTF, de comportamento mais persistente, quanto a outros choques de produtividade agrícola, de comportamento mais transitórios, o que demonstra a importância da PTF nas oscilações de curto prazo.

A decomposição da variância do número de horas trabalhadas média do período foi de 36,48% para o choque de PTF e 63,52% para o choque de produtividade agrícola no modelo com $r^* = 0,053$. No modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância do número de horas trabalhadas foi similar ao modelo anterior, de 35,27% para o choque de PTF e 64,73% para o choque de produtividade agrícola. O modelo com $r^* = 0,075$ apresentou decomposição da variância do número de horas trabalhadas de 37,31% para o choque de PTF e 62,69% para o choque de produtividade agrícola. Este resultado indica que a maior parte da variância do número de horas trabalhadas está relacionada a choques de produtividade agrícola e não a choques de PTF. Assim, a adoção de novas tecnologias não é o principal fator que move as oscilações do emprego agrícola. Estas oscilações seriam explicadas por fatores não relacionados a tecnologia como frustrações de safras e demanda de serviços por outros setores da economia.

A decomposição da variância do capital, para o modelo com $r^* = 0,053$, foi de 76,59% para o choque de PTF e 23,41% para o choque de produtividade agrícola. No modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância do capital foi de 73,67% para o choque de PTF e 26,33% para o choque de produtividade agrícola. No modelo com $r^* = 0,075$ a decomposição da variância do capital foi de 78,28% para o choque de PTF e 21,72% para o choque de produtividade agrícola. Desta forma, de acordo com o modelo, a variação do estoque de capital estaria mais relacionada a choques de PTF, de comportamento mais persistente, do que a outros choques de produtividade, de comportamento mais transitórios.

No modelo com $r^* = 0,053$, a decomposição da variância do investimento foi de 73,00% para o choque de PTF e 27,00% para o choque de produtividade agrícola. Já, no modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância do investimento foi de 68,79% para o choque de PTF e 31,21% para o choque de produtividade agrícola. O modelo com $r^* = 0,075$, por sua vez, apresentou decomposição da variância do investimento de 75,45% para o choque de PTF e 24,55% para o choque de produtividade agrícola. Assim, a maior parte da variância dos investimentos, a exemplo do que ocorre com o estoque de capital, está relacionada a choques de PTF que possuem comportamento persistente. Este resultado é

compatível com o fato de que a adoção de novas tecnologias na agricultura muitas vezes está pautada na necessidade de investimentos.

Para os empréstimos extra setoriais, a decomposição da variância foi de 35,38% para o choque de PTF e 64,62% para o choque de produtividade agrícola para o modelo com $r^* = 0,053$. No modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância dos empréstimos extra setoriais foi de 33,01% para o choque de PTF e 66,99% para o choque de produtividade agrícola. O modelo com $r^* = 0,075$ apresentou decomposição da variância dos empréstimos extra setoriais parecida com o modelo com $r^* = 0,053$, de 36,75% para o choque de PTF (e) e 63,25% para o choque de produtividade agrícola. Desta forma, a variância desta variável está mais relacionada a choques de produtividade agrícola do que a choque de PTF.

As decomposições das variâncias do consumo e dos salários é idêntica no modelo. Isto se deve ao fato de que na linearização do sistema de equação que descreve o modelo teórico obteve-se a relação $\tilde{C}_t - \tilde{w}_t = 0$ ou $\tilde{C}_t = \tilde{w}_t$. Estas variáveis apresentaram decomposição da variância de 67,39% para o choque de PTF e 32,61% para o choque de produtividade agrícola para o modelo com $r^* = 0,053$. No modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância destas variáveis foi de 65,12% para o choque de PTF e 34,88% para o choque de produtividade agrícola. O modelo com $r^* = 0,075$ apresentou decomposição da variância para as duas variáveis de 68,60% para o choque de PTF e 31,40% para o choque de produtividade agrícola.

Para a renda sobre o capital, a decomposição da variância foi de 47,84% para o choque de PTF e 52,16% para o choque de produtividade agrícola no modelo com $r^* = 0,053$. No modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância da renda sobre o capital foi de 47,94% para o choque de PTF e 52,06% para o choque de produtividade agrícola. O modelo com $r^* = 0,075$ apresentou decomposição da variância da renda sobre o capital de 48,04% para o choque de PTF e 51,96% para o choque de produtividade agrícola.

As funções de impulso resposta aos choques de PTF do modelo são apresentadas nas Figuras 4.3 a 4.7 para os três valores de r^* pré-estabelecidos. Na análise do modelo buscou-se avaliar as variáveis produto, trabalho, as que afetam o estoque de capital, além do próprio estoque de capital.

Na Figura 4.3 pode-se avaliar a resposta do investimento a um choque de PTF. O investimento tem variação correspondente a 200% e 171% do choque no primeiro período, para os modelos com $r^* = 0,030$ e $r^* = 0,075$, respectivamente. No segundo e no terceiro período as respostas são de cerca 122% e 69% para o modelo com $r^* = 0,030$ e de 108% e

64% para o modelo com $r^* = 0,075$. Nos períodos subsequentes os choques iniciais dissipam-se até atingir zero.

Os resultados obtidos seguem uma lógica simples: valores menores para r^* permitem um maior endividamento do setor, o que desloca a restrição orçamentária do modelo e permite o surgimento de investimentos mais expressivos.

Figura 4.3 – Efeito no investimento relativo a um choque exógeno de PTF (e)
Fonte: resultados da pesquisa

Na Figura 4.4 pode-se avaliar a resposta do empréstimo extra setorial a um choque de PTF para os modelos com $r^* = 0,030$ e $r^* = 0,075$. O empréstimo extra setorial tem variação equivalente a cerca de 240% deste choque no primeiro período para o modelo com $r^* = 0,075$. No décimo período a resposta, ainda, é de cerca de 33% do choque inicial. Para o modelo com $r^* = 0,030$, o empréstimo extra setorial tem variação equivalente a cerca de -187% do choque inicial ocorrido no primeiro período. No décimo período, a resposta ao choque inicial ainda é significativa de cerca de -18%.

O fato da PTF ter um impacto persistente sobre os empréstimos extra setoriais era esperado, uma vez que a adoção de inovações tecnológicas demanda investimentos, muitas vezes, de longo prazo. Na falta de recursos para investimento provenientes do próprio setor, buscaram-se empréstimos junto a outros segmentos da economia.

Figura 4.4 – Efeito no empréstimo extra setorial relativo a um choque exógeno de PTF (e)
 Fonte: resultados da pesquisa

Na Figura 4.5 são apresentadas as respostas do capital a um choque de PTF para os modelos com os três valores de r^* predefinidos. O capital tem variação máxima no quarto período equivalente a cerca de 25,3% do choque de PTF inicial para o modelo com $r^* = 0,030$, a aproximadamente 23,5% para o modelo com $r^* = 0,053$ e a cerca de 22,3% para o modelo com $r^* = 0,075$. Devido à dinâmica do processo de acumulação de capital – isto é, o ajuste do estoque de capital não ocorre no curto prazo – a dissipação do choque é muito lenta, possuindo, ainda, impacto de 1,4% do choque inicial no quadragésimo período.

Os resultados demonstram que um maior grau de endividamento do setor permitiria que ocorressem maiores investimentos, gerando uma acumulação de capital.

Figura 4.5 – Efeito no capital relativo a um choque exógeno de PTF (e)
 Fonte: resultados da pesquisa

Conforme pode ser visto na Figura 4.6 um choque de PTF (e) com um desvio padrão leva a uma resposta no número de horas trabalhadas de 65% a 75% deste choque no primeiro período, dependendo do valor de r^* considerado. A partir do terceiro período a resposta é negativa, para depois, nos períodos subsequentes, zerar lentamente. Embora o choque de PTF tenha efeito positivo sobre o trabalho em um primeiro momento, ele é negativo a maior parte do tempo. Este resultado estaria demonstrando um comportamento anticíclico do trabalho em relação ao produto agrícola, o que significa que em períodos de oscilação positiva do produto a mão de obra flutua, com alguma defasagem, no sentido inverso. Este resultado, aparentemente contraditório só pode ser explicado de uma forma: os choques de PTF, que representam as inovações tecnológicas ocorridas no período analisado tendem, mesmo que temporariamente, a ser poupadores de mão de obra.

Figura 4.6 – Efeito no número de horas trabalhadas relativo a um choque exógeno de PTF (e)
 Fonte: resultados da pesquisa

Na Figura 4.7 pode-se avaliar a resposta do produto a um choque de PTF. O produto tem variação equivalente a cerca de 120% deste choque no primeiro período. No segundo e no terceiro período a resposta é de aproximadamente 60% e 33% do choque inicial, respectivamente, para nos períodos seguintes dissipar-se lentamente até atingir zero. Além disso, a resposta do produto a um choque de PTF no modelo com $r^* = 0,030$ foi ligeiramente superior a dos demais modelos. Assim, quando considerou-se o setor como sendo devedor líquido em estado estacionário os choques de produtividade levam a uma resposta maior na oscilação do produto, porém pouco superior aos demais casos considerados. Este resultado se deveria à maior acumulação de capital no modelo citado.

Figura 4.7 – Efeito no produto relativo a um choque exógeno de PTF (e)
 Fonte: resultados da pesquisa

Em consonância com os resultados apresentados no terceiro capítulo desta tese, os resultados deste capítulo apontam que o estoque de capital pode ter sido fator limitante para que a taxa de crescimento do produto no período analisado fosse superior. Os investimentos feitos ao longo do período parecem ter sido insuficientes para gerar um estoque de capital que permitisse uma maior expansão da atividade agrícola. Dentro do contexto do modelo de ciclos econômicos proposto, é possível relaxar a restrição orçamentária permitindo que haja um maior endividamento do setor e, por consequência, um investimento superior. Neste procedimento acaba-se por modificar os valores dos parâmetros da função de empréstimos extra setoriais, o que acaba por gerar diferentes valores para os estados estacionários da economia. Além disto, este maior investimento aliado a choques persistentes de tecnologia permitem que as taxas de crescimento do produto se afastem em maior ou menor intensidade da tendência determinada pelo estado estacionário do modelo.

Conforme pode-se observar nas simulações apresentadas na Tabela 4.7 feitas com base no modelo de ciclos apresentado na seção 4.3 ⁵⁷, um maior grau de endividamento da economia agrícola gera ciclos econômicos mais acentuados para o produto, que somados ao crescimento exógeno de estado estacionário do modelo permitiriam que ocorresse uma maior taxa de crescimento anual do produto para o período compreendido entre 1973 e 2009. Uma

⁵⁷ Além dos casos apresentados anteriormente com $r^*=0,03$, $r^*=0,053$ e $r^*=0,075$, incluíram-se os casos em que $r^*=0,01$, $r^*=0,095$ e $r^*=0,115$ para melhor ilustrar os resultados.

economia sem dívidas ou créditos gerou um crescimento do produto da ordem de 2,77%. Uma economia com grau de endividamento correspondente a 30% do produto, por sua vez, gerou crescimento ligeiramente superior a 3,00%, enquanto que uma economia com endividamento equivalente a 15% do produto gerou um crescimento de 2,78%. Enquanto economias endividadas geram crescimento do produto superiores, uma economia credora líquida gera ciclos pouco inferiores, sem grandes alterações na taxa de crescimento do produto.

Tabela 4.7 – Taxa de crescimento do produto de acordo com a variação da relação dívida/produto – 1973 a 2009

Relação empréstimo/produto	Valor do parâmetro (r^*)	Taxa de crescimento anual do produto (%)
$\bar{b}/\bar{y} \cong -30\%$	0,010	3,001
$\bar{b}/\bar{y} \cong -15\%$	0,030	2,779
$\bar{b} \cong 0$	0,053	2,770
$\bar{b}/\bar{y} \cong 15\%$	0,075	2,767
$\bar{b}/\bar{y} \cong 30\%$	0,095	2,763

Fonte: resultados da pesquisa

Este resultado sugere que um maior endividamento maior da agricultura poderia ter permitido uma maior acumulação de capital ao longo do período em análise como resultado de um melhor aproveitamento dos choques tecnológicos ocorridos ao longo do período 1972-2009. Esta maior acumulação de capital levaria a um crescimento do produto mais elevado ao longo do período. Ao fim do período de 38 anos analisado, a alternativa de trabalhar com uma dívida de 30% ou ser credor de 30% do produto resultaria num produto 27% maior, considerando as taxas de crescimento estimadas.

4.7 Conclusão

Neste artigo, buscou-se analisar o papel da PTF e dos fatores de produção no contexto de ciclos econômicos reais, separando choques de produtividade devidos a fatores climáticos de choques devidos a mudança de tecnologia com modelo de *Small Open Economy* fundamentado na teoria RBC e fazendo uso de técnicas de calibração e econometria bayesiana.

Com relação ao padrão de emprego agrícola, o choque de PTF tem efeito inferior ao de produtividade agrícola. Um choque de PTF leva a uma resposta no número de horas

trabalhadas de 65% a 75% deste choque no primeiro período. A partir do quarto período a resposta dos choques acumulados é negativa. Este resultado demonstrou que a oscilação no trabalho agrícola estaria mais relacionada a fatores conjunturais (o que inclui a demanda por mão de obra advinda de outros setores econômicos) do que a choques de produtividade.

Diferentes valores iniciais de r^* , que levam a estados estacionários distintos, induziram à obtenção de funções de impulso resposta diferentes para as variáveis do modelo. Esta diferença, porém, é claramente mais acentuada para o estoque de capital e para os empréstimos extra setoriais. A estimação dos choques de PTF e de produtividade agrícola pelo método bayesiano, por sua vez, não sofreu grande alteração em função da variação do parâmetro r^* . Por outro lado, a inclinação da função de empréstimos extra setoriais mudou de maneira significativa, dependendo do valor de r^* adotado, o que demonstra uma relativa sensibilidade do modelo com relação a este parâmetro. Como consequência, estes diferentes estados estacionários iniciais somados as oscilações do produto levaram a taxas de crescimento distintas. Enquanto no caso em que o setor era credor líquido (30% do produto) a taxa de crescimento anual do produto girava em torno de 2,7%, no caso em que o setor passa a ser devedor líquido (30% do produto) a taxa de crescimento do produto chega a ser de até 3,0% ao ano. No acumulado do período, o produto agrícola seria 26% maior no segundo caso.

Assim, uma maior capacidade de endividamento do setor poderia ter permitido um melhor aproveitamento dos choques tecnológicos ocorridos ao longo do período analisado, com maior acúmulo de capital e consequente aceleração do crescimento do produto. Apesar dos esforços do BNDES em elevar o crédito para investimentos na agricultura, uma política mais incisiva neste quesito, especialmente nos anos mais recentes, poderia ter proporcionado um melhor desempenho ao setor.

Referências

- ALVES, A.F.; ARAÚJO, P.F.C. Investimentos na agricultura brasileira: estimativas alternativas de 1980 a 1998. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 40 n. 4, p. 755-768, 2002.
- AMARAL, C.M.; BARROS, G.S.C.; AMARAL, V.B. Pressões de demanda sobre a agricultura brasileira. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 13, n. 2, p. 309-322, 1983.
- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of DSGE models. **Econometric Reviews**, Atlanta, v. 26, n. 2-4, p. 113-172, 2007.

ARAÚJO JR., E.A.; CUNHA, A.B.; CARPENA, L.C. Brazilian business cycles and growth from 1850 to 2000. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 38, n. 3, p. 557-581, 2008.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – ANFAVEA. **Anuários estatísticos**. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/anuario.html>>. Acesso em: 01 jul. 2011.

BALCILAR, M. **Miscellaneous time series filters**, 2007. Disponível em: <<http://www.mbalcilar.net/mFilter>>. Acesso em: 02 maio 2011.

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

BARROS, G.S.C. **Investimento em tratores agrícolas no Brasil**. Piracicaba. 1981. 200 p. Tese (Livre-docência) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1981.

CANOVA, F. **Methods for applied macroeconomic research**. Princeton: Princeton University Press, 2007. 492 p.

DA-ROCHA, J.M.; RESTUCCIA, D. The role of agriculture in aggregate business cycles. **Review of Economic Dynamic**, New York, v. 9, n. 3, p. 455–482, 2006.

EHLERS, R.S. **Inferência Bayesiana** (notas de aula). Disponível em: <<http://www.icmc.usp.br/~ehlers/bayes/>>. Acesso em: 25 ago. 2011.

ELLERY JR., R.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 2, p. 269-308, 2002.

FERREIRA FILHO, J.B.S.; COSTA, A.C.F.A. O crescimento da agricultura e o consumo de máquinas agrícolas no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, Foz do Iguaçu. **Anais...**, 1999, Foz do Iguaçu: SOBER. 1 CD-ROM.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **FGVDADOS**. Disponível em: <<http://www.fgvdados.com.br/>>. Acesso em: 16 jun.2011.

GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T. Crescimento da agricultura. **Boletim de Conjuntura**, Brasília, v. 60, n.3, p. 85-93, 2003.

GOLDIN, I.; REZENDE, G.C. **Agricultura brasileira na década de 90: crescimento numa economia em crise**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. 119p.

GRIFFOLI, T.M. **Dynare user guide: An introduction to the solution & estimation of DSGE models**, 2007. Disponível em: <<http://www.dynare.org/documentation-and-support/user-guide/Dynare-UserGuide-WebBeta.pdf>>. Acesso em: 26 jul. 2011.

HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799 p.

HANSEN, G.D. Indivisible labor and the business cycle. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 16, n. 3, p. 309-327, 1985.

HANSEN, G.D. Technical progress and aggregate fluctuations. **Journal of Economic Dynamics and Control**, New York, v. 21, n. 4, p. 1005-1023, 1997.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 15 jan. 2011.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **IPEADATA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 15 jan. 2011.

JOHNSON, D.G. The nature of the supply function for agricultural products. **American Economic Review**, New York, v. 40, n. 4, p. 539-564, 1950.

KANCZUCK, F.; FARIA JR., F. Ciclos reais para a indústria brasileira? **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.30, n.3, p. 335-350, 2000.

KING, R.G.; REBELO, S.T. Low frequency filtering and real business cycles. **Journal of Economic Dynamics and Control**, London, v. 17, n. 1-2, p. 207-231, 1993.

KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E.C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, Chicago, v. 50, n.6, p. 1345-70, 1982.

LUBIK, T.; SCHORFHEIDE, F.A. Bayesian look at new open economy macroeconomics. In GERTLER, M.; ROGOFF, K. (Ed.), **NBER Macroeconomics Annual 2005**, Chicago: The University of Chicago Press, 2005. v. 20, chap. 5 p. 313-366.

MAGALHÃES, M.A. Equilíbrio e ciclos. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 269-308, 2005.

MCCANDELESS, G. **The ABCs of RBCs**: An introduction to dynamic macroeconomic models. Cambridge, Massachusetts and London: Harvard University Press, 2008. 421 p.

PARANÁ. Secretaria da Agricultura e do Abastecimento. **Preços**. Disponível em: <<http://www.pr.gov.br/seab/>> . Acesso em: 25 jun. 2011.

REZENDE, G.C. Agricultura e ajuste externo no Brasil: novas considerações. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, São Paulo, v. 19, n. 4, p. 553-578, 1989b.

REZENDE, G.C. Ajustes externos e agricultura no Brasil 1981-86. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 2, p. 101-137, 1988.

REZENDE, G.C. Crescimento econômico e oferta de alimentos no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 6, n. 1, p. 64-81, 1986.

REZENDE, G.C. Política econômica e a agricultura na década de 80. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 28., Piracicaba, 1989. **Anais...** Brasília: SOBER, 1989. p. 284-309.

ROGERSON, R. Indivisible labor, lotteries and equilibrium. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v.21, p. 3-16, 1988.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. Closing small open economy models. **International Economics**, Stanford, v. 6, p. 163-185, 2003.

SCHULTZ, T.W. **Agriculture is an unstable economy**. New York: McGraw Hill, 1945. 299p.

SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. **Journal of the European Economic Association**, Zurich, v.1, n.5, p. 1123-1175, 2003.

SPOLADOR, H.F.S. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda na agricultura brasileira**. Piracicaba. 2006. 108 p. Tese de doutorado (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

VILLEMONT, S. **Solving rational expectations models at first order**: what Dynare does. Paris: Centre pour la recherche economique et ses applications, 2011. 10 p. (CEPREMAP Working Paper, 2).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho é composto por três artigos que visam abordar pontos pouco explorados na literatura de economia agrícola brasileira sobre produtividade total dos fatores (PTF), buscando explorar também o crescimento econômico do setor e seu comportamento nos ciclos econômicos.

O primeiro artigo, no segundo capítulo, analisa o crescimento da agricultura brasileira no período 1975 a 2005, por meio de um modelo de fronteira estocástica para decompor a PTF brasileira para cada estado. Os resultados do estudo sugerem que a expansão da agricultura nas regiões Norte e Centro-Oeste foram possíveis devido à influência do progresso técnico na PTF e que mesmo os estados tradicionais na agricultura apresentaram crescimento da PTF elevado.

O estudo também sugere que o progresso técnico e a PTF apresentaram maior crescimento durante o período compreendido entre 1995 e 2005, quando o Brasil passou por transformações importantes, como estabilidade econômica, abertura comercial, atingindo crescimento econômico maior da economia como um todo. O crescimento no período foi fortemente influenciado pelo progresso técnico, porém os resultados indicam que poderia ter sido mais elevado se não fossem as limitações de escala e redução no ritmo de acumulação de capital.

Também é possível perceber que a alocação dos recursos disponíveis tem melhorado e que teve influência positiva sobre o crescimento da PTF sobretudo no período 1995 a 2005, o que indicaria uma racionalização no uso dos insumos e fatores de produção disponíveis.

O segundo artigo, no terceiro capítulo, buscou analisar os impactos dinâmicos dos fatores de produção capital, trabalho e terras no produto agrícola, bem como da PTF, fazendo uso de uma estratégia empírica baseada em um modelo econométrico VAR estrutural.

Os resultados demonstram que um aumento da quantidade de cada um dos fatores de produção empregados geram impactos positivos, porém de diferentes magnitudes sobre o produto agrícola, sendo que dentre os fatores de produção considerados o que tem maior influência sobre o produto é o capital.

Um aumento na PTF gera redução no trabalho agrícola. Este resultado indica que a modernização da agricultura ocorrida no período em análise trouxe inovações tecnológicas poupadoras de mão de obra para a agricultura brasileira. Desta forma, a relativa redução de

trabalho ocorrida na agricultura brasileira pode ser atribuída às inovações tecnológicas ocorridas no período.

O modelo demonstrou que elevações na PTF geram elevações na área plantada. Este resultado aponta para o fato de que a modernização da agricultura ocorrida no período exerceu influência sobre a expansão da fronteira agrícola, permitindo a exploração de novas áreas.

A elevação da PTF também exerceu influência positiva sobre o capital empregado no setor. Este fato era esperado, uma vez que a incorporação de novas tecnologias muitas vezes demanda novos investimentos que geram estoque de capital.

A decomposição histórica da variância dos erros de previsão indicou que durante as décadas de 70 e 80 o produto agrícola foi maior que o previsto pelo modelo. Isto só foi possível devido aos elevados ganhos de produtividade ocorridos à época com o suporte de investimentos e crescimento da área plantada adequados para que este crescimento ocorresse. Nas décadas seguintes, embora a produtividade continuasse a elevar o potencial de crescimento do produto, fatores como baixo investimento e diminuição da expansão da fronteira agrícola limitaram o crescimento do produto, que ficou abaixo do previsto pelo modelo, o que corrobora o resultado obtido no segundo capítulo.

No terceiro artigo, quarto capítulo, buscou-se analisar o papel da PTF no contexto de ciclos econômicos reais, separando os choques devidos a mudança de tecnologia dos choques não tecnológicos (devidos a fatores climáticos, conjunturais, entre outros) com base em um modelo de *Small Open Economy* fundamentado na teoria RBC e fazendo uso de técnicas de calibração e econometria bayesiana para o período 1972-2009.

Embora utilizando abordagem bastante distinta daquela do terceiro capítulo, os resultados obtidos no contexto de ciclos econômicos confirmaram a ideia de que as inovações tecnológicas ocorridas no período em análise foram poupadoras de mão de obra, uma vez que a resposta do trabalho a um choque de PTF é negativo na maior parte do tempo.

O modelo demonstrou também que diferentes situações iniciais para o grau de endividamento da economia agrícola brasileira levaram a oscilações do produto distintas. Enquanto no caso em que o setor era credor líquido a taxa de crescimento anual do produto girava em torno de 2,7%, no caso em que o setor passa a ser devedor líquido a taxa de crescimento do produto chega a ser de até 3,0% ao ano. Estes resultados estão de acordo com os obtidos nos demais capítulos e sugerem que os investimentos realizados no setor agrícola

durante o período analisado foram insuficientes para que a agricultura pudesse tirar máximo proveito dos ganhos de produtividade ocorridos ao longo do período em análise.

Cabe salientar que nos três capítulos desta tese procurou-se isolar o efeito preço dos modelos propostos, tanto no que tange o produto quanto os insumos. Portanto, os artigos que compõem esta tese não fazem análise da inter-relação entre preços e PTF. Esta inter-relação poderia ser objeto de estudos futuros. Neste sentido, cabe ressaltar que o mercado internacional tem tido impacto crescente na economia agrícola brasileira, especialmente a partir de 2005. Este choque no mercado internacional de *commodities* pode ter tido efeito sobre a produtividade da agricultura. Assim, as metodologias propostas poderiam ser aplicadas no futuro para fornecer informações sobre o impacto das mudanças de preços provenientes da mudança nos mercados internacionais na agricultura brasileira como um todo, bem como nos estados e nas regiões brasileiras.

Por fim, no capítulo quarto deste trabalho a inter-relação entre o setor agrícola e o resto da economia fica restrita à equação de empréstimos extra setoriais. Futuros estudos sobre ciclos econômicos agrícolas no Brasil poderiam levar em consideração a inter-relação entre a agricultura e a economia como um todo por meio de um modelo de ciclos econômicos com dois setores, um agrícola e um não agrícola. Além disso, poder-se-ia incluir a terra nas equações dinâmicas do modelo, a fim de analisar os impactos dinâmicos do aumento de produtividade sobre este fator de produção.

APÊNDICES

Apêndice A – Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) ⁵⁸

Enders (2004) ressalta que é difícil na prática saber se a variável considerada independente não é afetada pela variável considerada dependente nos modelos VAR. Nesse sentido, a metodologia VAR trata todas as variáveis simetricamente, ou seja, sem levar em consideração a existência de dependência e independência.

O modelo pode ser definido por um sistema bivariado simples também chamado de VAR-estrutural, estabelecido pelas eq. (3.8) e (3.9) a seguir:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (3.8)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (3.9)$$

Assumem-se três hipóteses a respeito do sistema bivariado definidos pelas eq. (3.8) e (3.9):

- 1) y_t e z_t são estacionários;
- 2) ε_{yt} e ε_{zt} são ruídos brancos com desvio-padrão σ_y e σ_z respectivamente;
- 3) ε_{yt} e ε_{zt} são não correlacionados e representam choques em y_t e z_t , respectivamente.

O sistema pode ser reescrito na forma matricial definido pelas eq. (3.10) e (3.11).

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.10)$$

ou,

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Pré-multiplicando a eq. (3.11) por B^{-1} , obtém-se a seguinte expressão:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + e_t \quad (3.12)$$

tal que:

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0$$

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Reescrevendo a eq. (3.12) com base no VAR-estrutural definido para as séries y_t e z_t , obtém-se o sistema bivariado na forma de um VAR padrão:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t}$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t}$$

⁵⁸ A exposição da metodologia VAR apresentada neste apêndice baseou-se em Enders (2004) e Enders (1996). As referências completas deste apêndice podem ser encontradas no final do capítulo 3.

em que a_{i0} é o elemento i do vetor A_0 , a_{ij} é o elemento na linha i e coluna j da matriz A_1 e e_{it} é o elemento i do vetor e_t .

Enders (1996) afirma não ser possível recuperar todas as informações presentes no sistema primitivo representado pelas eq. (3.8) e (3.9) a partir das estimativas feitas pelas eq. (3.11) e (3.12). O sistema estimado pelas eq. (3.11) e (3.12) contém seis coeficientes (a_{10} , a_{20} , a_{11} , a_{12} , a_{21} e a_{22}), além dos valores calculados de $Var(e_{1t})$, $Var(e_{2t})$ e $Cov(e_{1t}, e_{2t})$, enquanto que são dez os parâmetros estimados no sistema definido pelas eq. (3.8) e (3.9).

Nas eq. (3.8) e (3.9) são estimados dois coeficientes de intercepto (b_{10} e b_{20}), quatro coeficientes autorregressivos (γ_{11} , γ_{12} , γ_{21} e γ_{22}), dois coeficientes para y_t e z_t (b_{12} e b_{21}) e dois desvios-padrão (σ_y e σ_z).

Sims (1980) propôs um sistema recursivo para tornar o modelo identificado, desta forma, por exemplo, pode-se impor uma restrição ao sistema primitivo admitindo-se, por hipótese que $b_{21} = 0$. Reescrevendo-se as eq. (3.8) e (3.9) tem-se as eq. (3.13) e (3.14):

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (3.13)$$

$$z_t = b_{20} + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (3.14)$$

A restrição $b_{21} = 0$ significa que a matriz B^{-1} será:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Pré-multiplicando o sistema primitivo por B^{-1} tem-se a eq. (3.15).

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} - b_{12}b_{20} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21} & \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.15)$$

O sistema estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO) é expresso pelas eq. (3.16) e (3.17).

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (3.16)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (3.17)$$

na qual:

$$a_{10} = b_{10} - b_{12}b_{20}$$

$$a_{11} = \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21}$$

$$a_{12} = \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22}$$

$$a_{20} = b_{20}$$

$$a_{21} = \gamma_{21}$$

$$a_{22} = \gamma_{22}$$

$$Var(e_1) = \sigma_y^2 + b_{12}^2 \sigma_z^2$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_2) &= \sigma_z^2 \\ \text{Cov}(e_1, e_2) &= -b_{12}^2 \sigma_z^2 \end{aligned}$$

Na eq. (3.14) a hipótese de que $b_{21} = 0$ significa que y_t não tem efeitos contemporâneos em z_t . Ambos os choques na eq. (3.15), ε_{yt} e ε_{zt} afetam contemporaneamente a série z_t , e os valores observados de e_{2t} são atribuídos a choques sobre z_t . A decomposição dos resíduos é chamada de decomposição de Choleski. Pode-se propor uma forma alternativa da decomposição de Choleski assumindo $b_{12} = 0$.

De acordo com Enders (1996) para tornar um sistema primitivo exatamente identificado de um VAR na forma padrão com n equações, são necessárias $(n^2 - 2)/2$ restrições no modelo estrutural. Se existem p lags de defasagem, cada uma das n equações, do sistema definido pelas eq. (3.8) e (3.9), terá $n - p$ coeficientes, além do intercepto.

Sims (1980) sugere um teste de verossimilhança, com base na matriz de variância e covariância dos resíduos gerados na estimativa do VAR, que é representado pela eq. (3.18).

$$(T - c)(\log|\Sigma_a| - \log|\Sigma_b|) \quad (3.18)$$

em que: a e b são o número de lags a serem testados; T é o número de observações utilizadas; c é o número de parâmetros estimados em cada modelo irrestrito e $\Sigma_{a,b}$ é a matriz de variância e covariância dos resíduos.

A estatística de verossimilhança proposta por Sims (1980) tem distribuição qui-quadrado (χ^2) com graus de liberdade igual ao número de restrições do sistema. Um critério alternativo é dado pela generalização multivariada dos critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC):

$$\begin{aligned} AIC &= T \log|\Sigma| + 2N \\ SBC &= T \log|\Sigma| + N \log(T) \end{aligned}$$

em que $|\Sigma|$ é o determinante da matriz de variância/covariância dos resíduos e N é o número total de parâmetros estimados em todas as equações do sistema.

Teste de causalidade de Granger no modelo VAR

Granger (1969) definiu que existe uma relação de causalidade entre duas variáveis caso uma variável possua relação causal em relação a uma segunda variável e caso esta segunda variável possa ser mais bem explicada utilizando-se os valores passados não só dela mesma, mas também os valores da primeira.

Sims (1972) assume que a variável x tem relação causal com a variável y no universo U (em que U é o vetor de séries de tempo onde x e y são incluídos como componentes) se, e somente se, previsões de $x(t)$ baseadas em $U(s)$ para todo $s < t$ forem melhores que previsões baseadas em todos os componentes de $U(s)$, exceto $y(s)$ para todo $s < t$.

No caso do sistema apresentado pelas eq. (3.8) e (3.9), se y_t não melhora as previsões de z_t então y_t não tem relação de causalidade com z_t . Neste caso $a_{21} = 0$. Para um caso mais geral ter-se-ia a eq. (3.19).

$$z_t = a_{20} + a_{21}(1)y_{t-1} + a_{21}(2)y_{t-2} + a_{21}(3)y_{t-3} + \dots + a_{22}(1)z_{t-1} + a_{22}(2)z_{t-2} + \dots + \varepsilon_{zt} \quad (3.19)$$

Para determinar se y_t causa z_t , segundo Enders (1996), utiliza-se um teste-F padrão a fim de se verificar se todos os coeficientes são iguais a zero na regressão do modelo definido por:

$$a_{21}(1) = a_{21}(2) = a_{21}(3) = \dots = 0$$

Função de impulso resposta

O vetor autorregressivo também pode ser representado como um vetor de média móvel (VMA). A eq. (3.20) representa um VMA de duas variáveis, y_t e z_t . Nessa expressão os choques e_{1t} e e_{2t} são representados em valores correntes e passados.

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad (3.20)$$

tal que,

$$\mu = |\bar{y} \quad \bar{z}|$$

Utilizando o VMA na forma do VAR-padrão, definido pela eq. (3.20), obtém-se a eq. (3.21) em que y_t e z_t estão representados por e_{1t} e e_{2t} .

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (3.21)$$

Generalizando a eq. (3.20) na forma vetorial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-i} \\ \varepsilon_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (3.22)$$

Pode-se reescrever a eq. (3.21) de forma mais compacta:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.23)$$

Os elementos ϕ_{ij} são conhecidos como multiplicadores de impacto. Assim, o coeficiente $\phi_{12}(0)$ é o impacto instantâneo de uma mudança de uma unidade em ε_{zt} sobre y_t . Analogamente, os elementos $\phi_{11}(1)$ e $\phi_{12}(1)$ são os impulsos de uma mudança em uma unidade de ε_{yt-1} e ε_{zt-1} sobre y_t e z_t , respectivamente.

Decomposição da variância

Focando a análise na série hipotética y_t o erro de previsão para n períodos é dado pela eq. (3.24).

$$\begin{aligned} y_{t+n} - E_t y_{t+n} &= \phi_{11}(0)\varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{yt+1} \\ &+ \phi_{12}(0)\varepsilon_{zt+n} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{zt+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{zt+1} \end{aligned} \quad (3.24)$$

Assumindo $Var(y_{t+n}) = \sigma_y(n)^2$ tem-se a eq. (3.24).

$$\begin{aligned} \sigma_y(n)^2 &= \sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] \\ &+ \sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \end{aligned} \quad (3.25)$$

em que, respectivamente, a proporção de $\sigma_y(n)^2$ nos choques ε_{yt} e ε_{zt} são:

$$\frac{\sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

e,

$$\frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

Se os choques ε_{zt} não explicam a variância dos erros de previsão de y_t diz-se que a série y_t é exógena, ou seja, y_t é independente de ε_{zt} e z_t . Caso contrário a série será considerada endógena.

Enders (1996) afirma que a decomposição da variância mostra a proporção dos movimentos na série devido aos choques ocorridos sobre ela mesma sobre outras variáveis. Desta forma, se o choque ε_{zt} não explica a variância dos erros de previsão de y_t ao longo do tempo, pode-se afirmar que a variável y_t é exógena.

Decomposição de Sims-Bernanke

O procedimento de decomposição de Sims-Bernanke começa pela estimativa do modelo VAR. A seguir, determina-se a eq. (3.26) que relaciona os resíduos da regressão do VAR e as inovações.

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t \quad (3.26)$$

em que: e_t são os resíduos da regressão que originou o VAR, B^{-1} é a matriz de coeficientes B_{ij} e ε_t são choques aleatórios.

Tomando como exemplo, um modelo com três variáveis y_t , z_t e w_t , tem-se um sistema de três equações. Os resíduos da estimativa do VAR são e_{1t} , e_{2t} e e_{3t} e os choques aleatórios são ε_{yt} , ε_{zt} e ε_{wt} . Utilizando notação matricial, a eq. (3.26) pode ser redefinida de acordo com a eq. (3.27).

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \\ \varepsilon_{wt} \end{bmatrix} \quad (3.27)$$

O sistema representado pela eq. (3.27) mostra que a variável z_t responde contemporaneamente a choques em ε_{yt} , ε_{zt} e ε_{wt} , ao passo que os choques contemporâneos de ε_{zt} afetam contemporaneamente, apenas, z_t .

Modelos de cointegração e correção de erro

Conforme Engle e Granger (1987), o equilíbrio de longo prazo em modelos com variáveis não estacionárias exige uma combinação entre estas variáveis que seja estacionária. Assim, para os autores, se cada elemento de um vetor da série x_t é estacionário depois da primeira diferença, mas a combinação βx_t já é estacionária no nível, a série x_t é chamada cointegrada com o vetor cointegrante β . Os autores estabeleceram que um conjunto de variáveis econômicas, no longo-prazo, estariam em equilíbrio quando a eq. (3.28) for satisfeita.

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (3.28)$$

em que: β e x_t representam os vetores $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{nt})$ respectivamente.

No conceito de cointegração de Engle e Granger (1987) os desvios do equilíbrio são estacionários com variância finita, embora as séries não sejam estacionárias e possuam variância infinita. O desvio do equilíbrio de longo prazo (e_t) é definido pela eq. (3.29).

$$e_t = \beta x_t \quad (3.29)$$

Desde que e_t seja estacionário, os desvios do equilíbrio serão sempre de natureza temporária.

Pela definição de cointegração de Engle e Granger (1987), as séries com uma representação ARMA depois de ser diferenciada d vezes, são chamadas integradas de ordem d , e expressas por:

$$x_t \sim I(d)$$

Para as séries, x_t e y_t , ambas $I(d)$, em geral pode-se ter uma combinação linear, também $I(d)$, conforme representado pela eq. (3.30).

$$z_t = x_t - ay_t \quad (3.30)$$

Caso a e b sejam duas constantes, $b \neq 0$ e $x_t \sim I(d)$, então $a + bx_t$ também será $x_t \sim I(d)$. Os componentes do vetor $(x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{nt})$ serão chamados de cointegrados de ordem (d, b) , $x_t \sim CI(d, b)$, caso :

- 1) todos os componentes de x_t forem integrados de ordem d ;
- 2) exista um vetor $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação $\beta x_t = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_n x_n$ seja integrada de ordem $(d - b)$ e $b > 0$. De acordo Engle e Granger (1987) com o vetor β é chamado de vetor de cointegração.

Enders (2004) ressalta que, para haver cointegração, todas as variáveis devem ser integradas de mesma ordem. Este fato, entretanto, não implica que a similaridade entre as variáveis leve à cointegração.

No modelo de correção de erro, as variáveis são influenciadas pelo desvio de equilíbrio de longo prazo. A ideia dos modelos de correção de erro é que a proporção do desequilíbrio de um período é corrigida no período seguinte.

Assumindo uma variável y hipotética o modelo de correção de erro pode ser definido pela eq. (3.31).

$$\Delta y_{cp} = \alpha_c (y_{lp-1} - \beta y_{cp-1}) + \varepsilon_{cp} \quad (3.31)$$

$$\Delta y_{lp} = -\alpha_l(y_{lp-1} - \beta y_{cp-1}) + \varepsilon_{lp}$$

em que: lp e cp representam longo e curto prazo, respectivamente.

Ambos os termos ε_{cp} e ε_{lp} são ruídos brancos e podem ser correlacionados. Os parâmetros α_c e α_l e β são parâmetros com sinal positivo. A série hipotética, no caso, responde a choques estocásticos representados por ε_{cp} e ε_{lp} .

Engle e Granger (1987) propõem o seguinte teste direto para a hipótese de duas variáveis $I(1)$ serem cointegradas de ordem $CI(1,1)$:

1) Testar a ordem de integração das variáveis. Caso os testes de estacionariedade indiquem que as variáveis têm diferentes ordens de integração, será possível, então, concluir que ambas não são cointegradas.

2) Estimar a relação de equilíbrio de longo-prazo. Assumindo, como exemplo⁵⁹, duas séries y_t e z_t , em que os testes de estacionariedade levaram à conclusão de são $I(1)$, a relação de longo-prazo a ser estimada será:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \varepsilon_t.$$

Caso as variáveis sejam cointegradas, o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) fornece uma estimativa consistente dos parâmetros β_0 e β_1 . Para determinar se as variáveis são cointegradas, analisa-se se o resíduo da equação da relação de longo-prazo estimada ($\hat{\varepsilon}_t$) é estacionário. Caso os resíduos sejam estacionários, as séries y_t e z_t serão cointegradas de ordem (1,1).

3) Estimar o modelo de correção de erro. Caso as variáveis sejam cointegradas, os resíduos da regressão de equilíbrio podem ser utilizados na estimativa do modelo de correção de erro, definido em (3.31).

4) Verificar se o modelo de correção do erro é apropriado. Caso os coeficientes α_c e α_l da eq. (3.31), forem estatisticamente iguais a zero não haverá modelo de correção de erros.

Método de Johansen

O procedimento sugerido por Johansen (1988) é indicado para testar a cointegração entre mais de duas variáveis. No caso univariado, por exemplo, verifica-se a estacionariedade de uma série qualquer (y_t) como sendo dependente da magnitude de $(a_1 - 1)$, de forma que:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

⁵⁹ Exemplo tirado de Enders (2004, p. 319).

$$\Delta y_t = (a_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

caso $(a_1 - 1)$ seja igual a zero, então a série y_t terá raiz unitária.

No caso generalizado para n variáveis tem-se:

$$x_t = A_1 x + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

em que: x_t e ε_t são vetores com dimensões $(n \times 1)$; A_i é uma matriz de parâmetros com dimensões $(n \times n)$; I é uma matriz identidade com dimensões $(n \times n)$ e $\pi = (A_1 - I)$.

O *rank* de $(A_1 - I)$ é igual ao número de vetores cointegrantes. Enders (2004) mostra que, caso $(A_1 - I)$ tenha $\text{rank}(\pi) = 0$, toda a sequência Δx_{it} será um processo de raiz unitária.

O modelo multivariado pode ser generalizado para a eq. (3.32):

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.32)$$

O número de vetores cointegrantes pode ser obtido através da significância estatística das raízes características de π . O *rank* de uma matriz é o número de raízes características diferentes de zero. Assim, em uma matriz com n raízes características, tal que $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, caso as variáveis em x_t sejam não cointegradas, o *rank* de π é zero e todas as raízes características serão iguais à unidade.

Johansen e Juselius (1990) sugerem que o teste, para estimar o número de raízes características que não são diferentes da unidade, deve seguir as seguintes estatísticas:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

em que: λ_i são os valores estimados das raízes características obtidas da matriz π estimada e T é o número de observações.

O primeiro teste estatístico tem como hipótese nula que o número de vetores cointegrantes é menor ou igual a r . No segundo teste, a hipótese nula é de que o número de vetores cointegrantes é igual a r , e a hipótese alternativa que haja $r + 1$ vetores cointegrantes.⁶⁰

⁶⁰ Neste trabalho utilizou-se a estatística $\lambda_{traço}$ para determinar o número de vetores cointegrantes.

Após o teste de cointegração e uma vez definidos os vetores cointegrantes, o modelo definido pela eq. (3.22) é reestimado incluindo-se a correção de erros. Neste caso, deve-se observar se a correção de erros melhora a identificação do modelo estrutural e se o modelo estimado possui estabilidade.

Decomposição histórica da variância dos erros de previsão

De acordo com VAR WORKBOOK (2011) a decomposição histórica da variância é baseada na seguinte representação reorganizada para as médias móveis de um vetor de séries temporais Y :

$$Y_{T+j} = \sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s \varepsilon_{T+j-s} + \left[X_{t+j} \gamma + \sum_{s=j}^{\infty} \Psi_s \varepsilon_{T+j-s} \right]$$

O primeiro somatório, $\sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s \varepsilon_{T+j-s}$, representa a parte de Y_{T+j} devido a inovações no período $T+1$ a $T+j$ (o j -ésimo passo para o erro de previsão), enquanto o segundo termo, $X_{t+j} \gamma + \sum_{s=j}^{\infty} \Psi_s \varepsilon_{T+j-s}$, é a previsão de Y_{T+j} . Se t e s forem provenientes do mesmo modelo VAR, a expressão é uma identidade.

Embora existam algumas similaridades entre a decomposição histórica e a decomposição da variância existem algumas diferenças importantes. Se $\varepsilon = F_{\eta}$ para qualquer matriz F de rank completo, então pode-se reescrever os erros de previsão como:

$$\sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s \varepsilon_{T+j-s} = \sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s F F^{-1} \varepsilon_{T+j-s} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s F e(i) e(i)' F^{-1} \varepsilon_{T+j-s} \right)$$

na qual $e(i)$ é o i -ésimo vetor.

Para computar-se a decomposição da variância dos erros de previsão, escolhe-se uma matriz F e então $\eta = F_{\eta} \varepsilon$ possui uma matriz de covariância diagonal. Este procedimento elimina a covariância entre os termos na soma final. A variância dos erros de previsão é a soma das variâncias não negativas dos componentes ortogonalizados na matriz de covariância final.

Quando se utiliza dados observados, entretanto, a soma pode incluir valores negativos e positivos. Assim, é possível que dois ou mais componentes pareçam explicar todo o erro de previsão observado. Como isso é verdadeiro, independentemente de serem ou não os choques correlacionados, a decomposição histórica pode ser feito com qualquer matriz F , e

não, as ortogonalizadas. Decompondo-se a soma final, o seguinte procedimento pode ser utilizado para computar a decomposição histórica:

1) Para cada período de tempo $t = T + 1, \dots, T + j$, transformar o resíduo do VAR ε_t nos resíduos estruturais η_t por $\eta_t = F_\eta \varepsilon_t$.

2) Para cada $i = 1, \dots, m$ e cada período de tempo $t = T + 1, \dots, T + j$, multiplicar i de F (dado por $Fe(i)$) por η_{it} (dado por $e(i)'\eta_t$), obtendo a contribuição de η_{it} para $\varepsilon_t^{(i)}$. Lembrando que $\sum_{i=1}^m \varepsilon_t^{(i)} = \varepsilon_t$.

3) Para cada $i = 1, \dots, m$, fazer a previsão do modelo de $T + 1$ até $T + j$, somando $\varepsilon_t^{(i)}$ como choques. Subtraindo a previsão, obtêm a contribuição cumulativa do componente i .

Apêndice B – Testes de raiz unitária⁶¹

Segundo Hill, Griffiths e Judge (2003), o processo estocástico gerador das séries de tempo pode ser estacionário, se as suas características não se alterarem ao longo do tempo, ou não estacionários caso contrário. Um processo estocástico y_t é estacionário se a sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e se a covariância entre os valores da série depender apenas da distância no tempo que separa os dois valores, defasagem, e não dos tempos reais em que as variáveis são observadas. Tem-se, assim, que:

$$E(y_t) = \mu \quad \text{Média constante} \quad (3.33)$$

$$Var(y_t) = \sigma^2 \quad \text{Variância constante} \quad (3.24)$$

$$Cov(y_t, y_{t+s}) = Cov(y_t, y_{t-s}) \quad \text{Covariância depende de } s, \text{ e não de } t \quad (3.35)$$

Gujarati (2000) afirmou que regressões envolvendo dados de série temporal incluem a possibilidade de obter resultados espúrios, em que o valor de R^2 é extremamente alto e a estatística t é significativa. Na presença de variáveis não estacionárias, pode ser que ocorram regressões espúrias. Assim, Hill, Griffiths e Judge (2003) relataram que se o valor de R^2 de um modelo ajustado com séries temporais for maior que a estatística de Durbin-Watson, deve-se suspeitar de regressão espúria.

Enders (2004) considerou quatro casos quando se trabalha com séries não estacionárias. Com base na equação de regressão $y_t = a_0 + a_1 z_t + e_t$ tem-se que:

- 1) Se y_t e z_t forem estacionários, deve-se aplicar o modelo clássico de regressão;
- 2) Se as sequências y_t e z_t são integradas de ordem diferentes, a equação de regressão usando tais variáveis em nível não tem significado;
- 3) Se as sequências não estacionárias y_t e z_t forem integradas de mesma ordem e a sequência de resíduos contiver uma tendência estocástica: a regressão estimada em nível é espúria. Neste caso, recomenda-se que a equação de regressão seja estimada na primeira diferença, se esta for suficiente para tornar a série estacionária. Considere a primeira diferença da eq. (3.35) como sendo:

$$\Delta y_t = a_1 \Delta z_t + \Delta e_t \quad (3.36)$$

em que: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ e $\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$. Desde que y_t , z_t e e_t possuam raiz unitária, a primeira diferença de cada variável é estacionária.

- 4) As sequências não estacionárias y_t e z_t são integradas de mesma ordem e a sequência de resíduos (e_t) é estacionária. Nessa circunstância, y_t e z_t são cointegrados.

⁶¹ As referências deste apêndice encontram-se no capítulo 3.

A seguir, descreve-se o teste desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), conhecido como ADF. A seguir descreve-se o teste utilizado para se determinar a existência de raiz unitária neste trabalho, o teste desenvolvido por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), conhecido como DF-GLS.

ADF

O primeiro passo do teste consiste em determinar a ordem (p) do processo autorregressivo gerador da série. Para isso utilizam-se os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). O número de defasagens que apresentar os menores valores, para os critérios de AIC e SC, representará o modelo mais adequado.

Dickey e Fuller (1979) consideram três diferentes equações para se testar a presença de raiz unitária. As equações diferem-se entre si no que tange à inclusão ou não dos termos determinísticos, constante e tendência, representados por a_0 e a_2t :

$$\Delta y_t = \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (3.37)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.38)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.39)$$

A eq. (3.37) é chamada de passeio aleatório puro, a equação (3.38) tem a presença de um intercepto (*drift*) e a eq. (3.39) inclui tanto intercepto quanto uma tendência linear.

Segundo Enders (2004), o parâmetro de interesse nas três equações é o γ . Se $\gamma = 0$, a sequência y_t contém uma raiz unitária. As estatísticas t de *student* e F não são adequadas para se testar a estacionaridade de uma série. No caso da eq. (3.37) a estatística utilizada para os valores críticos é a denominada τ , na eq. (3.38) utiliza-se para os valores críticos a estatística τ_μ , e na eq. (3.39) utiliza-se a estatística τ_τ , cujas distribuições são apresentadas em Fuller (1976).

Esses valores críticos são os mesmos se as eq. (3.37), (3.38) e (3.39) forem expandidas pelo processo autorregressivo, resultando, respectivamente, nas eq. (3.30), (3.41) e (3.42):

$$\Delta y_t = \gamma y_t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.40)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.41)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.42)$$

em que: p é a ordem do processo autorregressivo que descreve o comportamento da série temporal.

A formulação pode, então, ser estendida para ter-se o procedimento conhecido como Dickey-Fuller aumentado - ADF.

Segundo Enders (2004), as mesmas estatísticas τ , τ_μ e τ_τ são utilizadas para testar a hipótese $\gamma = 0$. Dickey e Fuller (1981) forneceram mais três estatísticas F adicionais para testar conjuntamente a hipóteses sobre os coeficientes da regressão, chamadas ϕ_1 , ϕ_2 e ϕ_3 ⁶². Usando a eq. (3.38) ou a eq. (3.41), a hipótese nula $\gamma = a_0 = 0$ é usando a estatística ϕ_1 . Com a eq. (3.39) e a eq. (3.42), a hipótese $a_0 = \gamma = a_2 = 0$ é testada utilizando a estatística ϕ_2 . Por fim, a hipótese $\gamma = a_2 = 0$ é testada usando a estatística ϕ_3 .

O autor sugeriu um procedimento para testar raiz unitária, composto por quatro passos, cujo teste utilizado é o de Dickey-Fuller aumentado⁶³, tais passos são expostos a seguir:

- 1) Começa-se com um processo menos restritivo (incluindo intercepto e tendência) e usa-se a estatística τ_τ para testar a hipótese nula $\gamma = 0$. Os testes de raiz unitária têm baixo poder para rejeitar a hipótese nula. Assim, se a hipótese nula de uma raiz unitária é rejeitada, não há necessidade de prosseguir. Conclui-se que a sequência y_t não possui raiz unitária, sendo, então, estacionária.
- 2) Se a hipótese nula não é rejeitada, é necessário determinar se regressores desnecessários foram incluídos na regressão. Testa-se a significância do coeficiente do termo de tendência (a_2) sob a hipótese nula da raiz unitária usando a estatística $\tau_{\beta\tau}$. A confirmação desse resultado pode ser feita testando-se $\gamma = a_2 = 0$ usando a estatística ϕ_3 . Se a tendência não for significativa, passa-se para o terceiro passo. Se a tendência for significativa, testa-se novamente a presença de raiz unitária ($\gamma = 0$) usando a distribuição normal padronizada. Se a hipótese nula é rejeitada, conclui-se que a sequência y_t não possui raiz unitária, sendo estacionário em torno de uma tendência determinista. Caso contrário, conclui-se que a sequência y_t possui uma raiz unitária, em que o termo tendência estaria associado a uma tendência quadrática da série em nível.

⁶² Maiores detalhes sobre as estatísticas ϕ ver Enders (2004, p. 183).

⁶³ Um esquema que ilustra este procedimento de teste de raiz unitária pode ser encontrado em Enders (2004, p. 213).

- 3) Estima-se a equação do modelo sem o termo de tendência, eq. (3.41), e testa-se a presença de raiz unitária usando a estatística τ_μ . Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que o modelo não tem raiz unitária. Se a hipótese nula não for rejeitada, testa-se a significância da constante a_0 usando a estatística $\tau_{a\mu}$, dado $\gamma = 0$. Para confirmação desse resultado, testa-se a hipótese $\gamma = a_0 = 0$ usando a estatística ϕ_1 . Se o intercepto não for significativo, estima-se a eq. (3.41) e procede-se ao quarto passo. Se o intercepto for significativo, testa-se a presença de raiz unitária usando a distribuição normal padronizada. Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que a sequência y_t não contém raiz unitária e a série é estacionária em torno de uma constante. Caso contrário, conclui-se que a sequência y_t possui raiz unitária e uma tendência determinista em nível.
- 4) Estima-se a eq. (3.40), modelo sem tendência ou intercepto, usando-se a estatística τ para testar a presença de raiz unitária. Se a hipótese nula da raiz unitária for rejeitada, conclui-se que a sequência y_t não contém raiz unitária. Caso contrário, conclui-se que a sequência y_t possui raiz unitária.

DF-GLS

De acordo com Pfaff (2008), testes de estacionariedade como o Dickey-Fuller aumentado (ADF) podem falhar caso o processo gerador de dados seja um AR(1) com coeficiente próximo a um. Elliott, Rothenberg e Stock (1996) desenvolveram um teste para corrigir esta deficiência. O teste proposto pelos autores é o chamado DF-GLS e consiste em um teste do tipo ADF modificado. As eq. (3.43) e (3.44), a seguir, são utilizadas para o processo gerador de dados da série $y_1, \dots, y_T$:

$$y_t = d_t + u_t \quad (3.43)$$

$$u_t = au_t + v_t \quad (3.44)$$

em que: $d_t = \beta'z_t$ é um componente determinístico, ou seja, uma tendência linear incluída no vetor z_t ($q \times 1$) e v_t é um erro com média zero. No caso em que $a = 1$, as eq. (3.43) e (3.44) implicam em integração de ordem I(1) para y_t e no caso em que $|a| < 1$ o processo é estacionário.

A estatística teste (τ) é definida pela eq. (3.45), apresentada a seguir:

$$P_T = \frac{S(a = \bar{a}) - \bar{a}S(a = 1)}{\hat{\omega}^2} \quad (3.45)$$

em que: $S(a = \bar{a})$ e $S(a = 1)$ são as somas dos quadrados dos resíduos de uma regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) de y_a em Z_a das pelas eq. (3.46) e (3.47).

$$y_a = (y_1, y_2 - ay_1, \dots, y_T - ay_{T-1}) \quad (3.46)$$

$$Z_a = (z_1, z_2 - az_1, \dots, z_T - az_{T-1}) \quad (3.47)$$

em que: y_a é um vetor e Z_a uma matriz $(T \times q)$.

O estimador para a variância do erro de v_t é dado pela eq. (3.48) a seguir:

$$\hat{\omega} = \frac{\hat{\sigma}_y^2}{(1 - \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i)^2} \quad (3.48)$$

em que $\hat{\sigma}_y^2$ e $\hat{\alpha}_i$ para $i = 1, \dots, p$ são obtidos por uma regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) auxiliar. Esta regressão será:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_{p+1} \Delta y_{t-p} + v_t$$

O escalar $\bar{a}$ é dado por $\bar{a} = 1 + \bar{c}/T$, em que $\bar{c}$ denota uma constante.

Em seguida, Elliott, Rothenberg e Stock (1996) propõem um teste ADF modificado, que é a estatística t para testar $\alpha_0 = 0$ na regressão homogênea apresentada a seguir:

$$\Delta y_t^d = \alpha_0 y_t^d + \alpha_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \alpha_{p+1} \Delta y_{t-p}^d + \varepsilon_t$$

em que: y_t^d é o resíduo da regressão auxiliar $y_t^d = y_t - \beta' z_t$.

Quando não há intercepto, podem-se aplicar os valores críticos de um teste t ADF típico, para os outros casos os valores críticos podem ser encontrados em Elliott, Rothenberg e Stock (1996).

Apêndice C – O filtro Hodrick-Prescott (HP)⁶⁴

O filtro HP é de uso padrão na literatura RBC. Inúmeros estudos nesta área usam esse filtro como uma ferramenta para separar os ciclos econômicos de outros movimentos presentes em uma série econômica. A seguir apresenta-se brevemente a metodologia de obtenção da filtragem de uma série pelo filtro HP.

De acordo com Balcilar (2007) e King e Rebello (1993) dada uma série $\{x_t\}_{t=1}^T$ procura-se isolar o componente x_t , denotado por y_t com oscilação entre p_u e p_l , em que $2 \leq p_l < p_u < \infty$.

$$x_t = y_t + \bar{x}_t$$

Assume-se que o componente y_t possui eficácia, somente nas frequências do intervalo $\{(a, b) \cup (-a, -b)\} \in (\pi, -\pi)$, a e b relacionados com p_u e p_l por:

$$a = \frac{2\pi}{p_u}$$

$$b = \frac{2\pi}{p_l}$$

Em uma amostra finita de dados, pode-se usar o filtro de banda ideal, dado por:

$$y_t = B(L)x_t$$

O filtro $B(L)$ é obtido em termos do operador de defasagens L e é definido como:

$$B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j$$

em que $L^k x_t = x_{t-k}$. Os pesos ideais para os filtros de banda são obtidos por meio de:

$$B_j = \frac{\text{sen}(jb) - \text{sen}(ja)}{\pi j}$$

$$B_0 = \frac{b - a}{\pi}$$

A aproximação finita para os pesos ideais ($\hat{B}_j$) no filtro HP são obtidos como uma solução para a equação a seguir:

$$\hat{B}_j = \arg \min E\{(y_t - \hat{y}_t)^2\} = \arg \min \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (\hat{y}_{t+1} - 2\hat{y}_t + \hat{y}_{t-1})^2 \right\}$$

O filtro HP é uma aproximação finita com os seguintes pesos para a média móvel:

⁶⁴ As referências completas deste apêndice podem ser encontradas no capítulo 4.

$$\hat{B}_j = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{4\lambda(1 - \cos(\varpi))^2}{1 + 4\lambda(1 - \cos(\varpi))^2} e^{i\varpi j} d\varpi$$

Neste trabalho, o parâmetro de suavização (λ) empregado foi de 100, valor este padrão para o estudo de séries anuais no âmbito de ciclos econômicos.

Apêndice D – Solução do modelo e decomposição da variância

De acordo com Vilemont (2011), considera-se inicialmente um modelo de expectativas racionais com várias variáveis, representadas, de forma compacta, por:

$$\mathbb{E}_t f(y_{t+1}^+, y_t, y_{t-1}^-, u_t) = 0 \quad (4.44)$$

em que y_t é um vetor de variáveis endógenas, y_{t+1}^+ é um subconjuntos de variáveis de y_t que aparecem períodos à frente, y_{t-1}^- é um subconjuntos de variáveis de y_t que aparecem com períodos defasados e u_t é o vetor de variáveis exógenas. Por problemas de identificação o modelo deve conter um número n de equações, idêntico ao número de variáveis endógenas.

O vetor de variáveis exógenas segue um processo de Markov, dado pela eq. (4.45) a seguir:

$$u_t = P(u_{t-1}, \varepsilon_t) \quad (4.45)$$

em que ε_t é independente e identicamente distribuído com média zero e matriz de variância e covariância Σ .

Definindo o estado estacionário determinístico do modelo como sendo o vetor $(\bar{y}, \bar{u}, \bar{\varepsilon})$, com:

$$\bar{\varepsilon} = 0$$

$$\bar{u} = P(\bar{u}, \bar{\varepsilon})$$

$$f(\bar{y}^+, \bar{y}, \bar{y}^-, \bar{u}) = 0$$

encontra-se a solução do modelo de expectativas por meio das regras der decisão, que escreve as variáveis endógenas correntes como função das variáveis de estado:

$$y_t = g(y_{t-1}^-, u_t) \quad (4.46)$$

Substituindo-se a eq. (4.46) na eq. (4.44), utilizando-se uma expansão de Taylor de primeira ordem na equação resultante e rearranjando os termos tem-se:

$$(f_{y^+} g_y^+ g_y^- + f_y g_y + f_{y^-}) \hat{y}_{t-1}^- + (f_{y^+} g_y^+ g_y^- + f_{y^+} g_u^+ P_u + f_y g_u + f_u) \hat{u}_t = 0 \quad (4.47)$$

Na eq. (4.47) os coeficientes g_u e g_y são desconhecidos. Os métodos para recuperação destes coeficientes são descritos por Vilemont (2011).

Com base na eq. (4.47) é possível computar as estatísticas descritivas do modelo, tais como momentos, decomposição da variância, correlação e autocorrelação. Para choques correlacionados, a decomposição da variância é computada como para os modelos VAR, ou seja, através de uma decomposição de Cholesky da matriz de covariância das variáveis exógenas.

ANEXOS

Anexo A – Resultados da decomposição anual da PTF por período e estado

Tabela 2.7 – Resultados da decomposição do crescimento do produto e da PTF por subperíodo e Unidade da Federação em percentual

(continua)

Estado	Período	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	Choques aleatórios
Rondônia	1975-1985	-0,44	-0,77	-0,71	-2,68	-5,69	0,15	-4,07	-1,70	-0,07	9,42
Rondônia	1985-1995	-2,85	0,57	-1,68	-1,01	19,56	21,09	-1,48	-1,00	0,94	-20,29
Rondônia	1995-2005	6,91	1,61	-3,42	-2,05	6,24	7,91	-2,92	-1,28	2,52	4,54
Rondônia	1975-2005	1,21	0,47	-1,94	-1,91	6,70	9,72	-2,82	-1,33	1,13	-2,11
Acre	1975-1985	3,05	3,30	0,96	-0,64	1,52	1,96	-1,71	1,81	-0,54	-2,09
Acre	1985-1995	-2,53	1,46	-1,43	-0,32	6,77	7,53	-1,78	0,08	0,94	-9,02
Acre	1995-2005	10,76	3,61	-4,33	3,03	11,20	7,54	-2,40	0,96	5,09	-2,76
Acre	1975-2005	3,76	2,79	-1,60	0,69	6,50	5,68	-1,96	0,95	1,83	-4,62
Amazonas	1975-1985	8,89	6,82	1,07	1,72	3,12	2,06	-1,24	3,96	-1,66	-3,85
Amazonas	1985-1995	0,92	-1,10	-1,46	-2,91	1,45	4,56	-1,36	-1,34	-0,41	4,95
Amazonas	1995-2005	8,11	-1,76	-5,59	10,44	22,82	14,61	-1,62	1,56	8,27	-17,80
Amazonas	1975-2005	5,97	1,32	-1,99	3,08	9,13	7,08	-1,41	1,39	2,07	-5,57
Roraima	1975-1985	-1,41	1,20	-2,48	-2,19	14,93	17,69	-1,74	-1,27	0,25	-12,86
Roraima	1985-1995	3,93	-1,13	2,46	7,22	5,94	3,50	-2,25	3,64	1,06	-10,56
Roraima	1995-2005	-1,09	-0,64	-2,86	1,12	9,98	9,54	-2,76	-0,55	3,76	-8,70
Roraima	1975-2005	0,48	-0,19	-0,96	2,05	10,29	10,24	-2,25	0,61	1,69	-10,71

Tabela 2.7 – Resultados da decomposição do crescimento do produto e da PTF por subperíodo e Unidade da Federação em percentual

(continuação)

Estado	Período	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	Choques aleatórios
Pará	1975-1985	11,71	9,74	2,47	1,84	-5,84	-10,37	-1,33	7,01	-1,14	3,50
Pará	1985-1995	-2,51	0,31	-1,60	0,50	17,55	19,13	-2,69	-0,09	1,21	-19,28
Pará	1995-2005	1,02	1,66	-3,51	0,33	7,70	8,76	-2,79	0,20	1,53	-5,16
Pará	1975-2005	3,40	3,90	-0,88	0,89	6,47	5,84	-2,27	2,37	0,53	-6,98
Amapá	1975-1985	9,62	11,72	0,04	2,94	5,87	0,08	-1,43	6,67	0,55	-10,95
Amapá	1985-1995	-1,66	0,11	-0,97	-1,00	2,54	5,57	-2,35	-0,68	0,00	-2,34
Amapá	1995-2005	-1,23	-2,61	-4,36	8,13	20,39	14,36	-2,23	0,43	7,83	-22,78
Amapá	1975-2005	2,24	3,07	-1,76	3,36	9,60	6,67	-2,01	2,14	2,80	-12,03
Tocantins	1975-1985	9,04	7,87	0,83	0,25	3,32	-0,59	-2,36	4,68	1,59	-3,24
Tocantins	1985-1995	-0,16	-0,29	-1,00	-2,89	-4,09	0,00	-2,93	-1,59	0,43	8,12
Tocantins	1995-2005	8,32	2,59	-3,98	6,23	13,88	8,20	-3,63	3,30	6,01	-10,41
Tocantins	1975-2005	5,73	3,39	-1,38	1,20	4,37	2,54	-2,97	2,13	2,67	-1,84
Maranhão	1975-1985	3,22	8,86	0,76	-2,02	-1,95	-3,18	-1,80	3,64	-0,60	-2,44
Maranhão	1985-1995	-1,45	-1,13	-1,00	2,40	6,74	7,12	-2,27	0,37	1,52	-8,46
Maranhão	1995-2005	3,21	-1,34	-2,98	-1,60	3,96	7,80	-2,91	-1,61	0,69	5,17
Maranhão	1975-2005	1,66	2,13	-1,07	-0,41	2,92	3,91	-2,33	0,80	0,53	-1,91

Tabela 2.7 – Resultados da decomposição do crescimento do produto e da PTF por subperíodo e Unidade da Federação em percentual

(continuação)

Estado	Período	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	Choques aleatórios
Piauí	1975-1985	4,13	7,64	1,92	2,49	3,29	-0,30	-2,48	5,66	0,41	-11,21
Piauí	1985-1995	-0,87	-1,55	-1,30	0,32	1,14	4,43	-3,41	-1,03	1,15	0,52
Piauí	1995-2005	2,06	-1,80	-2,22	-1,18	1,75	5,28	-4,11	-1,04	1,62	5,51
Piauí	1975-2005	1,77	1,43	-0,53	0,55	2,06	3,14	-3,33	1,20	1,06	-1,73
Ceará	1975-1985	6,66	7,89	1,62	-1,92	-2,40	-2,50	-2,24	3,76	-1,42	1,47
Ceará	1985-1995	-2,49	-1,92	-0,68	-0,58	0,79	4,85	-2,79	-1,38	0,12	-0,11
Ceará	1995-2005	0,06	-2,68	-2,39	-1,19	1,09	5,16	-3,51	-2,09	1,53	5,22
Ceará	1975-2005	1,41	1,10	-0,48	-1,23	-0,17	2,50	-2,85	0,09	0,08	2,19
Rio Grande do Norte	1975-1985	7,06	7,71	0,92	-0,34	-0,58	-1,18	-2,37	3,75	-0,78	-0,65
Rio Grande do Norte	1985-1995	-2,46	-1,79	-1,29	-1,76	-1,68	2,66	-3,07	-1,53	0,25	4,07
Rio Grande do Norte	1995-2005	2,25	-2,76	-3,53	-3,98	-0,39	5,42	-3,89	-2,35	0,43	12,92
Rio Grande do Norte	1975-2005	2,28	1,05	-1,30	-2,03	-0,88	2,30	-3,11	-0,04	-0,03	5,45
Paraíba	1975-1985	4,37	5,26	-0,06	0,45	1,03	0,87	-2,48	2,73	-0,10	-2,30
Paraíba	1985-1995	-2,18	-2,22	-1,65	-2,98	-2,40	3,02	-3,10	-2,42	0,10	7,07
Paraíba	1995-2005	-1,45	-3,65	-2,82	-2,25	1,11	5,81	-4,00	-2,55	1,85	6,17
Paraíba	1975-2005	0,25	-0,20	-1,51	-1,60	-0,09	3,24	-3,19	-0,75	0,61	3,65

Tabela 2.7 – Resultados da decomposição do crescimento do produto e da PTF por subperíodo e Unidade da Federação em percentual

(continuação)

Estado	Período	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	Choques aleatórios
Pernambuco	1975-1985	6,11	6,07	1,34	-0,44	-0,84	-0,90	-2,03	3,44	-1,34	-0,02
Pernambuco	1985-1995	-1,22	-1,84	-1,43	-0,63	1,13	4,58	-2,67	-1,46	0,68	1,54
Pernambuco	1995-2005	-2,29	-3,58	-3,32	-1,36	2,96	6,60	-3,25	-2,32	1,93	3,01
Pernambuco	1975-2005	0,87	0,21	-1,14	-0,81	1,08	3,42	-2,65	-0,11	0,42	1,51
Alagoas	1975-1985	8,24	5,99	2,02	1,62	1,31	-0,48	-2,33	4,91	-0,78	-2,70
Alagoas	1985-1995	-2,76	-0,41	-2,17	-1,12	1,36	4,74	-2,83	-1,38	0,82	-0,42
Alagoas	1995-2005	-3,49	-1,18	-2,92	-1,02	0,65	5,97	-3,54	-1,58	-0,19	0,99
Alagoas	1975-2005	0,67	1,47	-1,02	-0,17	1,10	3,41	-2,90	0,65	-0,05	-0,71
Sergipe	1975-1985	8,94	6,18	1,05	0,79	1,67	0,56	-2,60	3,61	0,10	-0,74
Sergipe	1985-1995	-1,30	-1,61	-0,38	0,52	0,35	4,04	-3,29	-0,45	0,04	-0,19
Sergipe	1995-2005	-2,45	-2,56	-3,35	0,21	3,28	7,53	-4,12	-1,77	1,64	-0,02
Sergipe	1975-2005	1,73	0,67	-0,89	0,51	1,77	4,04	-3,34	0,47	0,59	-0,32
Bahia	1975-1985	10,26	10,29	2,27	1,67	1,91	-3,32	-2,35	6,99	0,60	-5,89
Bahia	1985-1995	-4,56	-1,52	-1,49	-0,47	7,05	10,08	-2,98	-1,16	1,11	-8,13
Bahia	1995-2005	3,68	-1,70	-2,62	3,05	7,13	7,80	-3,71	0,44	2,59	-2,18
Bahia	1975-2005	3,12	2,36	-0,61	1,41	5,36	4,85	-3,01	2,09	1,43	-5,40

Tabela 2.7 – Resultados da decomposição do crescimento do produto e da PTF por subperíodo e Unidade da Federação em percentual

(continuação)

Estado	Período	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	Choques aleatórios
Minas Gerais	1975-1985	11,50	8,77	1,45	-0,20	1,48	-1,92	-1,97	5,08	0,29	0,00
Minas Gerais	1985-1995	-1,40	-1,64	-0,94	-0,12	1,71	4,73	-2,49	-1,00	0,47	-0,42
Minas Gerais	1995-2005	-0,63	-2,82	-2,52	0,30	4,29	6,67	-3,25	-1,15	2,01	0,11
Minas Gerais	1975-2005	3,16	1,44	-0,67	-0,01	2,50	3,16	-2,57	0,98	0,93	-0,10
Espírito Santo	1975-1985	10,00	10,85	1,18	0,43	2,95	-2,21	-1,65	6,38	0,43	-5,41
Espírito Santo	1985-1995	0,21	-2,17	-0,87	-1,07	4,49	8,20	-1,78	-1,88	-0,04	-0,18
Espírito Santo	1995-2005	-0,31	-3,04	-2,67	0,53	5,55	7,85	-2,66	-1,99	2,35	-0,68
Espírito Santo	1975-2005	3,30	1,88	-0,79	-0,04	4,33	4,61	-2,03	0,84	0,91	-2,09
Rio de Janeiro	1975-1985	3,81	2,87	0,93	-1,10	0,71	0,74	-1,67	1,47	0,17	0,40
Rio de Janeiro	1985-1995	-3,43	-2,17	-2,09	-2,79	2,61	7,68	-2,81	-2,81	0,55	1,01
Rio de Janeiro	1995-2005	-2,52	-2,94	-1,95	-1,64	3,74	7,12	-3,12	-1,49	1,24	0,26
Rio de Janeiro	1975-2005	-0,71	-0,75	-1,04	-1,84	2,36	5,18	-2,53	-0,94	0,65	0,56
São Paulo	1975-1985	8,55	6,31	0,05	0,77	2,78	1,04	-2,11	3,79	0,07	-1,36
São Paulo	1985-1995	0,68	-1,66	-1,32	-1,30	0,02	3,92	-2,71	-1,74	0,55	4,95
São Paulo	1995-2005	-2,13	-3,42	-2,99	1,19	3,55	6,03	-3,29	-1,58	2,41	-0,46
São Paulo	1975-2005	2,37	0,41	-1,42	0,22	2,12	3,66	-2,71	0,15	1,01	1,04

Tabela 2.7 – Resultados da decomposição do crescimento do produto e da PTF por subperíodo e Unidade da Federação em percentual

(continuação)

Estado	Período	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	Choques aleatórios
Paraná	1975-1985	2,77	6,04	-0,92	-0,70	2,31	2,40	-2,20	2,41	-0,31	-3,95
Paraná	1985-1995	-2,62	-1,20	-1,75	-1,43	0,65	4,80	-2,91	-2,06	0,83	1,11
Paraná	1995-2005	-1,39	-2,42	-3,64	2,17	4,86	7,15	-3,57	-1,36	2,64	-2,35
Paraná	1975-2005	-0,42	0,80	-2,10	0,01	2,61	4,78	-2,89	-0,33	1,05	-1,73
Santa Catarina	1975-1985	6,14	5,91	0,39	0,04	0,68	0,16	-1,82	3,18	-0,84	-0,87
Santa Catarina	1985-1995	0,43	-0,16	-1,03	-1,03	1,17	4,28	-2,49	-0,90	0,28	1,48
Santa Catarina	1995-2005	0,60	-1,35	-4,43	-1,30	5,06	7,93	-2,92	-2,35	2,40	2,62
Santa Catarina	1975-2005	2,39	1,47	-1,69	-0,77	2,30	4,12	-2,41	-0,02	0,61	1,08
Rio Grande do Sul	1975-1985	2,74	4,17	-0,38	-0,71	1,79	2,21	-2,08	1,69	-0,03	-2,12
Rio Grande do Sul	1985-1995	-2,22	-1,24	-1,46	-1,81	1,25	5,58	-2,73	-2,13	0,53	1,05
Rio Grande do Sul	1995-2005	-4,37	-2,29	-4,43	-0,74	4,27	8,09	-3,52	-2,84	2,54	-1,19
Rio Grande do Sul	1975-2005	-1,28	0,21	-2,09	-1,09	2,44	5,29	-2,77	-1,09	1,01	-0,75
Mato Grosso do Sul	1975-1985	6,42	6,87	-0,38	-0,29	6,14	3,25	-2,18	3,67	1,39	-5,92
Mato Grosso do Sul	1985-1995	2,74	-1,41	-0,93	-2,07	-0,42	4,03	-2,90	-1,77	0,22	7,58
Mato Grosso do Sul	1995-2005	-4,65	-3,90	-4,07	1,56	6,98	8,50	-3,45	-1,55	3,48	-5,21
Mato Grosso do Sul	1975-2005	1,51	0,52	-1,80	-0,27	4,23	5,26	-2,84	0,12	1,70	-1,19

Tabela 2.7 – Resultados da decomposição do crescimento do produto e da PTF por subperíodo e Unidade da Federação em percentual

(conclusão)

Estado	Período	Crescimento do produto agrícola	Acumulação de capital	Variação na força de trabalho	Variação na área colhida	Variação na PTF	Progresso técnico	Eficiência técnica	Efeito escala	Eficiência alocativa	Choques aleatórios
Mato Grosso	1975-1985	3,22	5,26	-0,99	3,53	14,23	10,60	-1,29	4,26	0,66	-18,81
Mato Grosso	1985-1995	5,70	-0,16	-1,09	-0,79	4,72	7,27	-2,29	-0,69	0,43	3,03
Mato Grosso	1995-2005	10,27	0,57	-3,46	7,43	10,47	7,62	-3,42	3,08	3,19	-4,74
Mato Grosso	1975-2005	6,40	1,89	-1,85	3,39	9,81	8,50	-2,33	2,22	1,42	-6,84
Goiás	1975-1985	3,13	5,89	0,71	-1,94	0,24	-0,91	-2,08	2,66	0,57	-1,78
Goiás	1985-1995	1,55	-0,85	-0,92	-1,18	0,89	4,29	-2,91	-0,96	0,47	3,62
Goiás	1995-2005	1,57	-1,97	-3,68	3,72	6,87	7,46	-3,50	0,01	2,90	-3,36
Goiás	1975-2005	2,08	1,03	-1,30	0,20	2,67	3,62	-2,83	0,57	1,31	-0,51
Brasil	1975-1985	7,09	6,99	0,61	0,05	1,62	-0,21	-2,06	3,92	-0,03	-2,18
Brasil	1985-1995	-0,81	-1,27	-1,26	-0,99	2,18	5,70	-2,65	-1,42	0,56	0,52
Brasil	1995-2005	1,03	-1,82	-3,32	1,51	5,78	7,35	-3,31	-0,77	2,51	-1,12
Brasil	1975-2005	2,44	1,30	-1,32	0,19	3,19	4,28	-2,67	0,58	1,01	-0,93

Fonte: Dados da pesquisa

Anexo B – Gráficos das funções de impulso resposta

Figura 3.13 – Funções de impulso resposta

Fonte: resultados da pesquisa

Figura 3.14 – Efeitos dos choques acumulados do número de horas trabalhadas sobre o capital, a área colhida, a PTF e o produto agrícola

Fonte: resultados da pesquisa

Figura 3.15 – Efeitos dos choques acumulados de capital sobre as horas trabalhadas, a área colhida, a PTF e o produto agrícola

Fonte: resultados da pesquisa

Figura 3.16 – Efeitos dos choques acumulados de área colhida sobre as horas trabalhadas, o capital, a PTF e o produto agrícola

Fonte: resultados da pesquisa