

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

**Efeitos dos ganhos de produtividade total dos fatores da agropecuária
sobre os preços agrícolas no Brasil: 1970-2006**

Giovanna Miranda Mendes

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

**Piracicaba
2015**

Giovanna Miranda Mendes
Economista

**Efeitos dos ganhos de produtividade total dos fatores da agropecuária
sobre os preços agrícolas no Brasil: 1970-2006**

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

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

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

**Piracicaba
2015**

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

Mendes, Giovanna Miranda

Efeitos dos ganhos de produtividade total dos fatores da agropecuária sobre os preços agrícolas no Brasil: 1970-2006 / Giovanna Miranda Mendes. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2015.

99 p. : il.

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

1. Produtividade Total dos Fatores 2. Análise de Fronteira Estocástica 3. Índice de Malmquist 4. Preços Agrícolas 5. Vetor Autoregressivo em Painel I. Título

CDD 338.13
M538e

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

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente à Deus, pela minha vida, pela minha família e minha saúde; por sempre me guiar e iluminar; pelas bênçãos e alegrias e, também, pela força e graças alcançadas naqueles momentos mais difíceis.

Agradeço à toda a minha família pelo apoio, carinho, amor, incentivo e torcida em todos os momentos. À minha mãe, minha melhor amiga, meu apoio, minha companheira de todas as horas, a pessoa que me inspira. Ao meu pai, sempre batalhador e por seu apoio e força incondicional, cuja garra e determinação sempre me encorajaram. Às minhas queridas irmãs, Gabriela e Juliana, grandes amigas, pela alegria, incentivo, apoio e amor. Agradeço também, de maneira especial, aos meus avós Arlete, Manoel e, *in memoriam*, Walter e Maria das Neves. E, aqueles que estiveram sempre presentes me apoiando: Déborah, Maria da Conceição (tia Nininha), Vagner, Walter, Marina, Nayara, Ormezinda (tia Neguinha) e Natália.

Ao Marcos, pela paciência, pelo apoio incondicional, por sempre me apoiar e mostrar o mundo por novos pontos de vista, por me co-orientar, seja na vida ou nos estudos e por, de repente, se tornar uma pessoa imprescindível na minha vida. Agradeço também à Eclair e ao Paulo que me acolheram em sua família, sempre atenciosos e amáveis. À Maria Júlia, sempre com palavras sinceras, com carinho e sempre disposta a ajudar.

Ao professor e orientador Geraldo Barros, pelo aprendizado e pelo acompanhamento do trabalho, principalmente nas análises criteriosas dos dados, o que muito aprendi. Aos professores Alexandre Nunes, Cassiano Bragagnolo, Márcio Salvato e Paulo Cidade pela participação e pelas excelentes contribuições sugeridas na banca. À Andreia Adami e à professora Mirian Bachi que, também, contribuíram com boas sugestões durante à qualificação. Ao professor Humberto Spolador, pelo aprendizado em crescimento econômico. Ao professor Paulo Cidade pela oportunidade de trabalhar com demais pesquisadores e aprender um pouco mais sobre a produtividade. E, à professora Silvia Miranda pela dedicação e disponibilidade.

Aos professores da Esalq, da UFV, da PUC-MG, e todos aqueles que contribuíram para o meu aprendizado e passaram o conhecimento necessário para chegar e terminar mais uma fase de estudo.

Aos alunos do PPGEA, pelos almoços no *ru* (restaurante universitário), pelos cafés na cozinha do departamento de economia, pelos churrascos e pelas festas na *lady/forbiden*, pelos papos de disciplinas ou de economia, pelas cias nos sábados de estudo, pelas cias na biblioteca ou nas salinhas do LES e pelas cias nos congressos e em viagens. Enfim, obrigada a todos por esse período tão especial, mesmo longe de casa, vivi momentos de estresse, mas, também de bastante alegrias. Em especial, agradeço à turma de doutorado: Alysson Stege, Diana Baptista,

Fernanda Schwantes, Flávio Almeida, Florian Schumacher, Jonathan Silva, Leonardo Regazzini, Marcelo Lopes, Marcos Rodrigues, Raquel Sachs, Roselaine Almeida e Sandra Lima. À Fabiane Stege e à Daiana Schmidt que entraram para turma. À Marcela Nogueira pela amizade e pela ótima convivência no apê. E, também, aqueles que se tornaram mais próximos e que mais convivi: Alice Cruz, Andressa Pavão, Anieli Carrara, Daiana Inocente, Dienice Bini, Henrique Kawamura, Gustavo Carvalho, Jaqueline Severino, Kellen Rocha, Leandro Gilio, Leandro Esalq (Stocco), Kalinca Becker, Luiza Valente, Marcos Garcias, Nicole Rennó, Mari Santos, Mirian Souza, Rodrigo Peixoto e Samuel Campos.

Ao pessoal da *laby*, Flávia Campos, Flávia Pacheco, Lucas Arantes e Nicole Rennó, pela convivência nos últimos meses corridos em Piracicaba, pela compreensão e pelas alegrias. Aos amigos mais distantes, mas que sempre estiveram por perto: Adão Rodrigues, Cristiana Rodrigues, Cristina Pedrosa, Fernanda Almeida, Isabel Dornas, Júlia Araújo, Karine Freitas Luana Pires, Mariane Nascimento, Nayara Peres, Patrícia Alvarenga, Roberta Alves e Tatiana Cássia. E, às queridas Ana Bezerra, Sheyla Lopes e Thaís Borges pela força e apoio.

À Esalq e ao departamento de economia. Aos funcionários, em especial, à Maielli e à Aline, sempre dispostas a ajudar todos os alunos, a Luciane Cipriano, pela alegria, disponibilidade e pelo bom humor diários e, à Luciene Cavaggioni pela paciência e compreensão.

Agradeço, também, à Capes, pelo auxílio financeiro.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	11
LISTA DE TABELAS	13
1 INTRODUÇÃO.....	15
2 A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA AGROPECUÁRIA.....	21
3 O DECRÉSCIMO DOS PREÇOS AGRÍCOLAS	33
4 A RELAÇÃO ENTRE A PRODUTIVIDADE E OS PREÇOS AGRÍCOLAS	37
5 REFERENCIAL TEÓRICO E METODOLÓGICO	41
5.1. O conceito de eficiência produtiva	41
5.2 Análise de Fronteira Estocástica	43
5.3 O Índice de Produtividade de Malmquist.....	51
5.3.1 Função Distância	51
5.3.1 A construção do Índice de Malmquist.....	53
5.4 Índices de Preços de Laspeyres	61
5.5 Vetor Autoregressivo em painel – Panel VAR.....	62
5.6 Fonte e tratamento de dados	67
6 RESULTADOS E DISCUSSÃO	70
7 CONCLUSÕES	86
REFERÊNCIAS	88
ANEXOS.....	97

RESUMO

Os efeitos dos ganhos de produtividade total dos fatores da agropecuária sobre os preços agrícolas no Brasil: 1970-2006

A agropecuária brasileira tem crescido nas últimas décadas e os ganhos de produtividade tem sido importante neste bom desempenho do setor. O presente trabalho tem dois objetivos principais. O primeiro deles foi mensurar o crescimento desta produtividade total dos fatores na agropecuária brasileira estadual, decompondo o crescimento da PTF em progresso tecnológico e eficiência técnica. O segundo objetivo foi analisar o efeito do crescimento da PTF da agropecuária brasileira sobre os preços agrícolas, no Brasil, de 1970 a 2006. O crescimento desta produtividade foi mensurado a partir dos insumos terra, trabalho e capital na função de produção *translog* sob orientação do produto, a partir do método de Fronteira Estocástica de Produção e do índice de produtividade de Malmquist. Para avaliar o efeito do crescimento da PTF sobre os preços agrícolas foi construído o índice de preços agrícolas utilizando-se o Índice de preços de Laspeyres para estimar o vetor autoregressivo em painel (*panel-VAR*), acrescentando as variáveis produtividade total dos fatores (PTF), salário rural, financiamento agrícola e renda *per capita* domiciliar. Além disso, foi aplicado o teste de causalidade, no sentido de Granger, e estimada a função impulso resposta. A base de dados utilizada foi, obtida do Censo Agropecuário, a nível estadual, para os anos de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995 e 2006. Os resultados indicaram que a taxa de crescimento da PTF foi crescente no Brasil e nos estados, sendo que, na maior parte das vezes, é explicada pelo progresso tecnológico, positivo e crescente para todos os estados. A eficiência técnica variou ao longo dos anos, apresentando taxas de crescimento médias positivas para a maioria dos estados. Em média, os estados estiveram situados abaixo da fronteira de produção da agropecuária brasileira. São Paulo foi o estado com maior nível de eficiência técnica. Embora a taxa de crescimento médio anual tenha sido positiva ao longo do período analisado, a eficiência reduziu para todos os estados analisados em 2006. Da análise dos efeitos do crescimento da PTF sobre os preços agrícolas, a PTF tem causalidade, no sentido de *Granger*, sobre os preços agrícolas. Na função impulso resposta, o choque inicial na variável PTF reduziu os preços nos primeiros anos. Assim, o crescimento da PTF do setor agropecuário contribuiu para o aumento da oferta de produtos, reduzindo os preços agrícolas. A maior disponibilidade de alimentos e, com a redução dos preços dos alimentos, os consumidores, principalmente os de renda mais baixa puderam ter maior acesso aos alimentos.

Palavras-chave: Produtividade Total dos Fatores; Análise de Fronteira Estocástica; Índice de Malmquist; Preços Agrícolas; Vetor Autoregressivo em Painel

ABSTRACT

The effects of total factor productivity over the food prices in Brazil

The Brazilian agriculture has grown in recent decades and productivity gains have been important in this good performance of the sector. This work had two main objectives. The first one was measure the growth of this total factor productivity in agriculture by the Brazilian's states, decomposing TFP growth by technological progress, technical efficiency and economies of scale. The second objective was to analyze the effect of TFP growth of Brazilian agriculture on agricultural prices. The growth in productivity was measured from the inputs like labor, gross and capital in the translog production function, from the Stochastic Frontier Analysis and of the output-oriented Malmquist productivity index. To analyze the effect of TFP growth on agricultural prices was constructed an index of agricultural prices through the Laspeyres price index to estimate the vector autoregressive panel (panel-VAR) and establish the relationships between TFP, rural wages, agricultural finance and income per capita household. The Granger causality test and the impulse response function were used to the data panel. The database used obtained from the Agricultural Census, at the state level for the years 1970, 1975, 1980, 1985, 1995 and 2006. The results showed that the growth rate of TFP has been growing in Brazil and in the states, and technological progress explained most of the growth being positive and growing for all states. Technical efficiency varied over the years, presented positive average growth rates for most states. The states were located below the production frontier of Brazilian agriculture and São Paulo was the state with the highest level of technical efficiency. Although the average annual growth rate has been increasing over the period analyzed, the efficiency decreased to all state analyzed in 2006. The results also showed that TFP growth has causality in the sense of Granger, on agricultural prices. In the impulse response function, the initial shock in TFP decreased prices in the early years. Thus, TFP growth of the agricultural sector contributed to the increased supply of agricultural products, reducing agricultural prices. The greater availability of food and with reducing food prices, consumers, especially those from lower income might had greater access to food.

Keywords: Total Factor Productivity; Stochastic Frontier Analysis; Malmquist Index; Agricultural Prices; Vector autoregressive panel

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Produtividade da terra na produção de cereais para países selecionados – tonelada/hectare (1961-2011)	22
Figura 2 – Índice de Preços dos alimentos, grãos e petróleo, entre 1960 e 2007 (US\$ de 1990)	33
Figura 3 – Índice de preços reais recebidos para lavouras e pecuária, 1974-2011, a preços de R\$ 2014 (ano base, 1970)	34
Figura 4 – Spread médio de preços internacionais de <i>commodities</i> e seus preços domésticos, 1970/1994	35
Figura 5 – Medidas de eficiência técnica pela orientação do produto e do insumo e os retornos à escala	52
Figura 6 – Índice de Produtividade de Malmquist	56
Figura 7 – Evolução do índice da PTF, eficiência técnica e variação tecnológica	78
Figura 8 - Função Impulso resposta das variáveis – choque nos preços agrícolas e a resposta de PTF, salários rurais, renda domiciliar per capita e crédito agropecuário	82
Figura 9 - Função Impulso resposta das variáveis – choque no crédito e a resposta de PTF, salários rurais, renda domiciliar per capita e crédito agropecuário	83
Figura 10 - Função Impulso resposta das variáveis – choque na renda domiciliar <i>per capita</i> e a resposta de PTF, salários rurais, renda domiciliar per capita e crédito agropecuário	83
Figura 11 - Função Impulso resposta das variáveis – choque no salário e a resposta de PTF, salários rurais, renda domiciliar per capita e crédito agropecuário	84
Figura 12 - Função Impulso resposta das variáveis – choque na PTF e a resposta de PTF, salários rurais, renda domiciliar per capita e crédito agropecuário	85

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Taxas de crescimento da Produção e da Produtividade na agricultura para países selecionados (1961-2009)	23
Tabela 2 - Estimções da taxa de crescimento da PTF da economia para diversos continentes e países, períodos e autores	24
Tabela 3 - Estimções da PTF agrícola em diversos continentes, países e períodos	27
Tabela 4 - Estimções da PTF agrícola e agropecuária para o Brasil, taxas de crescimento anuais, métodos de estimação, para períodos diversos	29
Tabela 5 - Estatísticas Descritivas das variáveis em logaritmo da Fronteira de Produção Estocástica	71
Tabela 6 – Teste da razão de verossimilhança à forma funcional.....	72
Tabela 7 – Valores de Akaike e Schwarz para os modelos estimados, com a eficiência variante no tempo.....	73
Tabela 8 – Função de produção do tipo <i>translog</i> , com progresso técnico, modelo Battese e Coelli (1992), variante no tempo	74
Tabela 9 - Índice de produtividade de Malmquist e a decomposição em eficiência técnica e variação tecnológica, 1970-2006	76
Tabela 10 – Teste de causalidade no sentido de Granger	80

1 INTRODUÇÃO

A agropecuária brasileira tem apresentado contínuo aumento de produção e de produtividade, nas últimas décadas. Segundo os dados da Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB (2015), a safra de grãos de 2014/2015 foi de 209 milhões de toneladas, enquanto a safra de 1976/1977 foi de 46,9 milhões de toneladas. Com base nesse vultoso aumento da produção de grãos e do crescimento do setor agropecuário brasileiro além da grande importância brasileira na produção agrícola, esta tese visa contribuir para a compreensão dos efeitos do crescimento da produtividade do setor agropecuário brasileiro sobre os preços agrícolas. A relevância deste tema decorre da tendência de queda dos preços relativos dos alimentos descritos por Jacks (2013), concomitante ao aumento da produtividade do setor agropecuário.

Assim, o crescimento da produtividade pode ter repercutido em maior acesso aos alimentos, principalmente pelas classes de renda mais baixa. Além disso, esta redução dos preços pode ter sido relevante para importantes mudanças ocorridas na economia brasileira, com destaque para o aumento da renda real das classes sociais com menor nível de renda no Brasil, como mostrados em Silva (2011) e Ultremare (2012).

A redução dos preços relativos das *commodities* em relação aos bens manufaturados tem ocorrido, de acordo com Jacks (2013), em nível mundial, a partir de 1850. Desde então, os preços têm apresentado ciclos de altas e baixas. Por outro lado, mesmo com a queda destes preços, a produção agrícola mundial tem apresentado tendência de crescimento desde a década de 1960. De acordo com a FAO (2013), entre 1961 e 2011, o crescimento da produção mundial agrícola foi de 220% e da produção de cereais foi de 206%. No Brasil, a produção de grãos cresceu 254% entre as safras de 1976/1977 e 2011/2012, de acordo com a CONAB (2013), o que demonstra que o país tem contribuído para o aumento constante na produção de grãos a nível mundial.

Parte da explicação deste significativo crescimento da produção mundial agrícola tem sido atribuída aos ganhos de produtividade observados em diversos países, como o Brasil. Para analisar o aumento da produtividade, uma medida usual é a produtividade parcial que permite observar o crescimento do produto em função do crescimento dos insumos, como por exemplo, trabalho, capital ou terra. Fuglie (2010) encontrou taxas de crescimento positivas para a produtividade na agricultura mundial

entre 1961 e 2007, sendo 2,01% a.a. para a produtividade da terra e 1,25% a.a. para a produtividade do trabalho. Na produção de grãos, também houve crescimento da produtividade da terra, de 2,02% a.a., no mesmo período.

A medida mais convencional e utilizada na literatura é a Produtividade Total dos Fatores – PTF. Esta medida tem sido utilizada desde Solow (1956). Este autor verificou que o crescimento da economia dos Estados Unidos, no século XX, não poderia ser explicado apenas por capital e trabalho. Este aumento do produto não explicado pelo aumento dos insumos passou a ser definido como resíduo de Solow ou como Produtividade Total dos Fatores.

Ferranti *et al.* (2005) mostraram que, na maioria dos países analisados pelos autores, a taxa de crescimento da PTF da agropecuária foi positiva. Na China, a literatura mostra que têm ocorrido crescimento de produtividade, como mostrado por Fan (1991) e Kalirajan, Obwona e Zhao (1996), assim como, também, na África do Sul (CONRADIE; PIESSE; THIRTLE; 2009) e, também, nos Estados Unidos (AHEARN *et al.*; 1998, Ferranti *et al.*; 2005, Fuglie; 2010). Com exceção de alguns países da África e da América Latina, de maneira geral, os resultados encontrados por Ferranti *et al.* (2005) e Fuglie (2010) mostraram que os países, em geral, têm apresentado taxas de crescimento positivas da PTF para a agricultura.

Para analisar o crescimento da PTF no setor agropecuário brasileiro, pode-se citar os trabalhos de Bonelli e Fonseca (1998), Ferreira e Rossi (2003), Gasques *et al.* (2014), Marinho e Carvalho (2004), Mendes, Teixeira e Salvato (2009), Gasques *et al.* (2010), Fuglie (2010) e Bragagnolo, Spolador e Barros (2010). Nestes trabalhos os resultados mostraram que a produtividade tem crescido, principalmente a partir da década de 1970.

Para Gasques e Villa Verde (1990), o significativo crescimento da produção agrícola no Brasil tem sido resultante da modernização agrícola, desde a década de 1970. Ao analisar o crescimento da produção com base nos insumos, Bragagnolo, Spolador e Barros (2010) calcularam uma taxa média de crescimento da agricultura de 2,4% ao ano, entre 1975 a 2008. Neste período, a taxa de crescimento da terra foi de apenas 0,2%, o capital de 1,3% ao ano e a mão de obra, a taxa de crescimento foi negativa, reduzindo 1,3% ao ano. Estas taxas mostram a importância da modernização agrícola brasileira, desde a década de 1970, no crescimento da produtividade uma vez que a produtividade da agropecuária tem crescido mais que o aumento da utilização dos insumos.

Na fase de modernização agrícola, houve maior intensificação do uso de novas tecnologias, máquinas agrícolas, tratores, defensivos agrícolas, adubos, fertilizantes, além da melhoria da qualidade destes insumos, que possibilitaram o crescimento da produtividade. Para a modernização do setor, foram determinantes as pesquisas realizadas e o capital humano formado nas universidades (nacionais e estrangeiras), o surgimento da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Embrapa, criada em 1973, as políticas de crédito agrícola, bem como as inovações realizadas em instituições estrangeiras aqui adaptadas e absorvidas pelos produtores brasileiros. Na década de 1980, a produção cresceu significativamente, além de se expandir para o Centro-Oeste, o que aumentou significativamente a área plantada, também em função da modernização agrícola.

De acordo com Vieira Filho e Vieira (2013), enquanto a pesquisa industrial é baixa no país, a agropecuária se destaca na inovação tecnológica agrícola de clima tropical. Como resultado há maior dinamismo e competitividade no setor, desde 1970, com aumento da produtividade, além do aumento da participação no mercado mundial e na geração de tecnologia, renda e emprego.

A PTF pode ser resultante, também, do uso mais eficiente dos insumos, dados a tecnologia e os insumos disponíveis. Assim, além da maior utilização de novas tecnologias e dos insumos modernos, o uso mais eficiente dos insumos permite aumentar a produtividade setorial. Desta forma, os trabalhos encontrados na literatura têm procurado responder quais tem sido as fontes de crescimento da PTF, seja por parte do progresso técnico ou da eficiência técnica, como Bragagnolo, Spolador e Barros (2010) e Marinho e Carvalho (2004).

Dada a heterogeneidade dos estados brasileiros, em termos de disponibilidade de insumos e de características individuais, o desempenho da produção bem como da produtividade tem se mostrado distinto. A análise da eficiência nos estabelecimentos em todo o território nacional pode ser um dos fatores importante para verificar como foi o crescimento da produtividade nos diferentes estados, além de verificar o aumento da produtividade em função do progresso técnico.

Na literatura, alguns autores encontraram comportamento distinto na produtividade, sendo que na maior parte dos resultados, os estados da região Sudeste e Sul são os que apresentam maiores taxas de crescimento da produtividade, como Marinho e Carvalho (2004). Desta forma, dada a importância da produtividade para o setor agropecuário e para a economia, identificar os estados que utilizam os insumos de

forma mais eficiente e que apresentaram maiores ganhos de progresso técnico, se torna importante para a continuidade dos ganhos de produtividade.

Além do aumento da produção e da maior oferta de bens, a produtividade também pode afetar os preços dos produtos agrícolas, dado o aumento significativo da oferta destes produtos. Hoffmann (2006) afirma que a redução dos preços agrícolas dos alimentos tem ocorrido no país em função do progresso tecnológico. Desde a década de 1970, os preços dos alimentos têm decrescido em todo o mundo. Esta redução parece ter ocorrido em função do aumento da produtividade agropecuária e do consequente aumento da produção mundial destes produtos. Também tiveram papel importante na redução dos preços dos alimentos, as políticas de juros internacionais altos da década de 1980, as medidas protecionistas dos Estados Unidos, da Europa e de outros países mais desenvolvidos (BARROS, 2010).

A partir do contínuo decréscimo dos preços agrícolas no Brasil desde a década de 1970, este trabalho parte da hipótese de que o aumento da produtividade total dos fatores tem contribuído para a redução dos preços agrícolas, permitindo maior acesso aos alimentos, principalmente, às famílias de renda mais baixa.

Nesse contexto, o objetivo geral é verificar como tem sido o crescimento da PTF da agropecuária brasileira, entre 1970 e 2006 e, verificar se este crescimento tem influenciado a contínua redução dos preços dos produtos agropecuários no Brasil, desde a década de 1970. Para atingi-lo, esta pesquisa está organizada em mais seis capítulos, em que, especificamente, busca-se:

- Estimar a função de produção da agropecuária brasileira do tipo *tranlog*, por estados, por meio da Análise de Fronteira Estocástica de Produção utilizando-se dos dados do censo Agropecuário, entre 1970 e 2006;
- Obter a eficiência técnica para cada estado brasileiro da própria estimação da função de produção estocástica;
- Calcular a PTF, decomposta em eficiência técnica e progresso tecnológico, a partir do índice de produtividade de Malmquist, além de verificar o crescimento do índice a nível estadual ao longo do período em análise;
- Calcular o índice de preços agropecuários e da silvicultura, a nível estadual entre 1970 e 2006, a partir do índice de preços de Laspeyres, a partir dos dados de todos os produtos da agropecuária e da silvicultura, disponíveis no Censo Agropecuário;

- Examinar se as variáveis PTF, preços agropecuários, renda domiciliar *per capita*, salários rurais e crédito, por meio do teste de causalidade de Granger, apresentam causalidade no sentido de Granger;
- Verificar se um choque em uma das variáveis, PTF, preços agropecuários, renda domiciliar *per capita*, salários rurais e crédito, afeta as demais, além da duração do efeito de cada um dos choques, a partir de um VAR em painel, entre 1970 e 2006;
- E, por fim, apresenta-se a conclusão da pesquisa.

Este estudo se diferencia dos demais trabalhos na literatura por averiguar os efeitos dos ganhos de produtividade da agropecuária brasileira sobre os preços agropecuários e, especificamente, para o setor agropecuário. Além disso, utilizar-se do índice de preços de Laspeyres, construído com base nos Censos Agropecuários. Ademais, por adotar o tratamento de *missing values* proposto por Honaker, King e Blackwell (2014). E, também, por utilizar a metodologia de VAR em painel, bem como o teste de causalidade no sentido de Granger e a função impulso resposta com dados em painel, propostos por Love e Zicchino (2006).

2 A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA AGROPECUÁRIA

O crescimento econômico é um importante objetivo de longo prazo. Trabalhos seminais nessa área foram, por exemplo, os de Ramsey (1928) e de Solow (1957). Enquanto o primeiro focava o crescimento em seu caráter de otimização intertemporal pelas firmas e famílias, o segundo se concentrava na função de produção neoclássica em que a produção evoluía com o crescimento dos fatores de produção. Ao analisar o crescimento econômico dos Estados Unidos, Solow percebeu que este não era explicado apenas por capital e trabalho, pois restava um resíduo nos seus ajustamentos – denominado, posteriormente na literatura, como resíduo de Solow ou produtividade total dos fatores - PTF. O modelo de Solow fundamentou muitas análises de crescimento subsequentes.

A produtividade total dos fatores mensura o crescimento do produto, a partir do uso combinado de insumos como, por exemplo, mão de obra e capital, além de terra, fertilizantes, defensivos e máquinas agrícolas. Segundo Boneli e Fonseca (1998), as medidas multifator, como a PTF, medem de maneira mais completa a eficiência com que são utilizados os recursos produtivos, uma vez que permite a substituição entre fatores quando há aumento do preço relativo de um dos insumos, aumentando a quantidade utilizada do bem com menor preço relativo.

Outra medida de cálculo utilizada na literatura para mensuração do crescimento do produto, a partir de um insumo, é a produtividade parcial que calcula o crescimento do produto por unidade de insumo, como a produtividade do trabalho, da terra e do capital.

A produtividade parcial da terra na produção de cereais, tem sido crescente desde 1961, como mostra a Figura 1, para os países selecionados da FAO (2013). O Reino Unido e os Estados Unidos tiveram a maior produtividade, entre 1961 e 1983, A partir de 1983, a produtividade da China cresceu significativamente e alcançou a produtividade dos Estados Unidos, em 2011 e em alguns anos da década de 1990. Estes três países foram aqueles que apresentaram o maior índice de produtividade parcial até 2011, com a produção de, aproximadamente, 600 toneladas por hectare. Já a Europa e o Brasil apresentaram crescimento na produtividade, mas, em menor magnitude do que o crescimento da China, do Reino Unido e dos Estados Unidos.

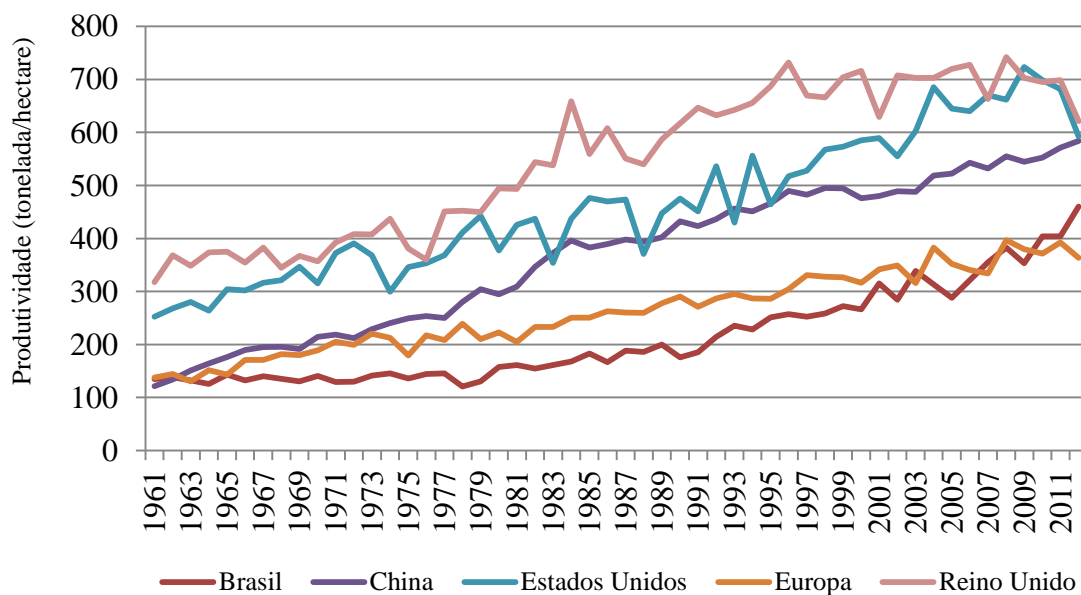


Figura 1 – Produtividade da terra na produção de cereais para países selecionados – tonelada/hectare (1961-2011)

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da FAO (2013)

Neste contexto, os países citados formam três grupos de crescimento de produtividade, desde a década de 1960. O primeiro com Estados Unidos e Reino Unido, que tinham as maiores produtividades, e se mantiveram dentre os países com maior produtividade até 2011. O segundo grupo, países com produtividade menor que o primeiro grupo, em todo o período analisado, constituído por Brasil e Europa. E, o terceiro, formado pela China que estava entre os países com menor produtividade, em 1961, mas apresentou, no período, maior taxa de crescimento da produtividade dentre todos os países selecionados e alcançou os Estados Unidos e o Reino Unido, em 2011.

Para analisar a produtividade da terra na agricultura, Fuglie (2010) calculou a produtividade parcial da terra, entre 1961 e 2007, bem como o aumento na produção para a agricultura mundial. A taxa de crescimento média anual obtida pelo autor foi de 2,01%, enquanto o produto cresceu 2,23% para todos os países selecionados. Desagregando por países, a Tabela 1 mostra as taxas de crescimento anual da produção e da produtividade entre 1961 e 2011, para os países que apresentaram as maiores taxas de produtividade da terra. Estes países foram selecionados dentre os 212 países da base de dados da FAO (2014). As taxas foram obtidas com o mesmo procedimento utilizado por Fuglie (2010), que dividiu o índice de produto bruto da FAO (2013) pelo total de terra arável e de pasto permanente. Os valores das taxas de crescimento anual para a

produção e para a produtividade da terra foram calculados para Argentina, Brasil, China, Estados Unidos, Índia e União Europeia, entre 1961 e 2009.

Tabela 1 – Taxas de crescimento da Produção e da Produtividade na agricultura para países selecionados (1961-2011)

Países	Produtividade da terra (%) a.a.	Produção (%) a.a.
Argentina	0,96	2,40
Brasil	1,83	3,91
China	4,08	4,43
Estados Unidos	1,97	1,72
Índia	2,74	2,85
União Europeia	1,16	0,90

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da FAO (2013).

Neste sentido, pode-se afirmar que a produtividade da terra tem crescido entre 1961 e 2011 para os países selecionados. Como a média da taxa de crescimento da produtividade da agricultura mundial, obtida por Fuglie (2010), foi de 2,01% a.a. entre 1961 e 2007, dos cálculos apresentados na Tabela 1, apenas China e Índia apresentaram taxas de crescimento da produtividade da terra superiores à média de todos os países entre 1961 e 2011.

Corroborando estes resultados, Boneli e Fonseca (1998), também calcularam a produtividade da terra no Brasil, entre 1975 e 1996 e encontraram, também, que a produção cresceu mais que o aumento do uso da terra. A partir de 1975 como ano base, a produtividade permaneceu em torno de 99 até 1980, mas, a partir deste ano, a produtividade cresceu e alcançou 175,67, em 1996. Os autores justificaram que a área colhida, entre 1994 e 1996, foi semelhante à área de 1975, porém, a produção foi 90% maior que daquele mesmo ano, o que demonstra que a produção tem crescido mais que o aumento da utilização da área colhida.

Tavares, Ataliba e Castelar (2001) afirmaram que a produtividade parcial é limitada por desconsiderar o efeito dos demais insumos e de suas combinações. Desta forma, a PTF tem sido uma medida de crescimento da produtividade bastante utilizada, desde Solow (1957), por avaliar o crescimento da produção, a partir do aumento combinado de todos os insumos. Outros trabalhos têm sido realizados com vistas a estimar o comportamento da PTF em diversos países tanto para a economia quanto por setores. As estimativas encontradas para a PTF no mundo, tanto para a economia quanto para a agricultura, também têm mostrado tendência de crescimento nas últimas décadas.

A Tabela 2 contém as estimações dos autores para a PTF para a economia como um todo, considerando alguns países e continentes.

Tabela 2 – Estimações da taxa de crescimento da PTF da economia para diversos continentes e países, períodos e autores

Países	Autores	Período	Método de estimação	PTF (%)
África	Marinho e Bittencourt (2006)	1961-1990	Fronteira Estocástica	-0,32
América Latina	Feitosa, Silva e Abreu (2010)	1960-2000	Fronteira Estocástica	0,20
	Marinho e Bittencourt (2006)	1961-1990	Fronteira Estocástica	0,34
Ásia	Marinho e Bittencourt (2006)	1961-1990	Fronteira Estocástica	0,44
OCDE	Marinho e Bittencourt (2006)	1961-1990	Fronteira Estocástica	0,59
Áustria	Pires e Garcia (2012)	1970-2000	Fronteira Estocástica	1,77
	Bonelli e Fonseca (1998)	1970-1997	Contabilidade do Crescimento	1,70
	Feitosa, Silva e Abreu (2010)	1960-2000	Fronteira Estocástica	0,42
	Pires e Garcia (2012)	1970-2000	Fronteira Estocástica	0,39
	Barbosa Filho, Pessôa e Veloso (2010)	1992-2007	Contabilidade do Crescimento	0,75
Brasil	Pires e Garcia (2012)	1970-2000	Fronteira Estocástica	-0,41
	Feitosa, Silva e Abreu (2010)	1960-2000	Fronteira Estocástica	1,02
Chile	OECD (2013)	1985-2011	Contabilidade do Crescimento	3,90
	Pires e Garcia (2012)	1970-2000	Fronteira Estocástica	1,49
Estados Unidos	OECD (2013)	1985-2011	Contabilidade do Crescimento	2,70
Irlanda	OECD (2013)	1985-2011	Contabilidade do Crescimento	1,70
	Pires e Garcia (2012)	1970-2000	Fronteira Estocástica	2,42
Finlândia	OECD (2013)	1985-2011	Contabilidade do Crescimento	1,20
	Pires e Garcia (2012)	1970-2000	Fronteira Estocástica	0,21
Japão	OECD (2013)	1985-2011	Contabilidade do Crescimento	0,55
	Pires e Garcia (2012)	1970-2000	Fronteira Estocástica	0,98
Peru	Pires e Garcia (2012)	1970-2000	Fronteira Estocástica	0,21
	Feitosa, Silva e Abreu (2010)	1960-2000	Fronteira Estocástica	0,55
Uruguai	Feitosa, Silva e Abreu (2010)	1960-2000	Fronteira Estocástica	0,98

Fonte: Elaborado pelo autor

Marinho e Bittencourt (2006) encontraram taxas de crescimento positivas para a PTF da economia em diversos países da América, da Ásia e da *Organisation for Economic Co-Operation and Development* – OECD, entre 1961 e 1990. Através do Índice de Malmquist, encontraram a PTF da OECD de 0,59%, seguida pela Ásia e América Latina, com taxas de crescimento de 0,44 e 0,34, respectivamente e, taxa negativa de 0,32% para a África. Especificamente para os países da América Latina, Feitosa, Silva e Abreu (2010) estimaram a PTF da agropecuária por meio da Análise de Fronteira Estocástica, entre 1960 e 2000, e também encontraram taxas positivas de crescimento. O resultado médio foi de aumento na PTF de apenas 0,2 % a.a. e, separadamente o Chile foi o país com maior crescimento na PTF cujo valor foi de 1,02 % a.a. e o Peru com 0,55% a.a. (TABELA 2).

OECD (2013) encontrou taxas de crescimento positiva para todos os países analisados, entre 1985 e 2011. Dentre todos os países, a Coreia do Sul foi o país que apresentou a maior taxa de crescimento médio anual da PTF para economia, 3,9% a.a., seguida por Irlanda (2,7%), Finlândia (1,7%) e Japão (1,2%), conforme Tabela 2. Os demais países analisados no trabalho apresentaram taxas positivas de crescimento médio anual da PTF, com valores entre 0,4 e 1,0% ao ano.

Pires e Garcia (2012) corroboraram os resultados para os países da OECD ao calcularem a PTF para setenta e cinco países, entre 1970 e 2000. As maiores taxas de crescimento foram obtidas para os países da OECD como, Áustria, França e Estados Unidos, sendo 177%, 1,75% e 1,49%, respectivamente. Por outro lado, Grécia (-0,46%) e Turquia (-1,33) tiveram taxas de crescimento negativas. Já os países da América Latina, as taxas de crescimento da PTF foram negativas para Chile (-0,41%) e México (-0,18%). As taxas de crescimento encontradas foram positivas para Brasil (0,39), Bolívia (0,05) e Peru (0,21), embora, menores que as taxas encontradas para os países da OECD.

Dentre os trabalhos que mensuraram a PTF, da economia brasileira, Bonelli e Fonseca (1998) também analisaram a PTF da economia, entre 1993 e 1997, e encontraram taxa de crescimento de 1,7%. Barbosa Filho, Pessôa e Veloso (2010) realizaram a decomposição do crescimento do PIB e concluíram que, entre 1992 e 2006, 22,9% do PIB foi explicado pela PTF. A PTF cresceu apenas 11,3% entre 1992 e 2006, com taxa de crescimento médio anual de 0,75%. Enquanto Feitosa, Silva e Abreu (2010) encontraram a menor taxa dentre as citadas, sendo apenas 0,42% a.a. A menor taxa de crescimento obtida para a economia brasileira foi obtida por Pires e Garcia

(2012), enquanto a maior foi obtida por Bonelli e Fonseca (1998), sendo respectivamente, 0,39% a.a. e 1,70% a.a. (TABELA 2).

Além do crescimento da produtividade da economia, este crescimento também tem sido observado na indústria. Segundo Bonelli e Fonseca (1998), a produtividade do setor industrial cresceu no Brasil aceleradamente no pós-guerra até 1980, com estagnação nos anos seguintes. A retomada foi moderada e ocorreu, a partir de 1993, principalmente depois da liberalização do comércio exterior, das privatizações e da desregulamentação da economia realizadas na década de 1990. Bonelli e Fonseca (1998) calcularam a PTF da indústria de transformação e encontraram a taxa de e 2,5%, entre 1988 e 1997.

Ferreira e Rossi (2003) verificaram os dados anuais, entre 1985 e 1997, de 16 dos 21 setores da indústria de transformação brasileira. Para isto, calcularam a PTF a partir da estimação de variáveis instrumentais em função do problema de endogeneidade. Os autores obtiveram as taxas de crescimento para três períodos. No primeiro período da análise, entre 1985 e 1990 a taxa de crescimento da PTF foi de -3,83%. Já no segundo período, entre 1991 e 1997, a PTF foi de 2,65%. E, por fim, entre 1994 e 1997 foi 3,32%, valor maior justificado pelos autores pela liberalização ocorrida nesse período. Os autores também estimaram separadamente cada setor da indústria de transformação e encontraram queda da PTF para todos os setores, entre 1985 e 1990, e crescimento, entre 1991 e 1997.

A análise da PTF também tem sido feita para a agricultura e as taxas de crescimento encontradas na literatura tem demonstrado o crescimento significativo do setor, desde a década de 1970, conforme Tabela 3. Para países denominados pelos autores como países com renda elevada, esta mesma taxa foi de 1,36% a.a. e, para os demais países 0,74% a.a.. Fuglie (2010) estimou a PTF agrícola por região, entre 1967 e 2007, através do índice de Tornqvist. Para a União Europeia, a taxa de crescimento encontrada pelo autor foi de 1,77% a.a, seguida pelo grupo de países desenvolvidos com taxa de crescimento de 1,48% a.a., 1,53% a.a. para a Ásia, 1,47% a.a. para América Latina, 1,17% a.a. para o oeste da Ásia e Norte da África e de 0,62% para a África Subsaariana. Com base nestas estimativas, Fuglie (2010) dividiu todos os países em três grupos, de acordo com o crescimento da produtividade regional. O primeiro grupo é composto pelos países desenvolvidos, cuja taxa de crescimento da PTF tinha ritmo crescente, desde a década de 1960, mas, entre 2000 e 2007, apresentaram a menor taxa de crescimento das últimas décadas. O segundo grupo é formado por países em

desenvolvimento que têm apresentado aceleração nas taxas de crescimento da produtividade desde a década de 1980, com destaque para China e Brasil e, com exceção dos países da África Subsaariana, Ásia Ocidental, Oceania e Caribe. E, o terceiro grupo, formado por países do bloco soviético que, com o fim da União Soviética em 1991, sofreram significativa redução nos insumos e no produto agrícola, sendo que o crescimento da PTF agrícola somente foi retomado em 2000 (TABELA 3).

Tabela 3 - Estimacões da PTF agrícola em diversos continentes, países e períodos

Países/grupos	Autores	Período	Método de Estimacão	PTF (% a.a.)
América Latina	Fuglie (2010)	1961-2007	Índice de Tornqvist	1,47
América Latina e Caribe	Ferranti et al. (2005)	1960-2000	Contabilidade do Crescimento	1,20
África Subsaariana	Fuglie (2010)	1961-2007	Índice de Tornqvist	0,62
Ásia (exceto oeste)	Fuglie (2010)	1961-2007	Índice de Tornqvist	1,53
Oeste da Ásia e Norte da África	Fuglie (2010)	1961-2007	Índice de Tornqvist	1,17
União Europeia	Fuglie (2010)	1973-2002	Índice de Tornqvist	1,77
Países de renda elevada	Ferranti et al. (2005)	1960-2000	Contabilidade do Crescimento	1,36
Demais Países (exceto América Latina e países de alta renda)	Ferranti et al. (2005)	1960-2000	Contabilidade do Crescimento	0,74
Mundo	Fuglie (2010)	1961-2007		0,99
	Fuglie (2010)	1990-2007	Índice de Tornqvist	1,47
África do Sul	Conradie, Piesse e Thirtle (2009)	1952-2002	Índice de Tornqvist	1,35
Austrália	Fuglie (2010)	1961-1992	Índice de Tornqvist	1,29
	Ferranti et al. (2005)	1960-2000	Contabilidade do Crescimento	2,17
China	Fuglie (2010)	1961-1997	Índice de Tornqvist	1,82
	Ferranti et al. (2005)	1960-2000	Contabilidade do Crescimento	1,67
Estados Unidos	Ahearn et al. (1998)	1948-1994	Contabilidade do Crescimento	1,94
	Ferranti et al. (2005)	1960-2000	Contabilidade do Crescimento	2,11
	Fuglie (2010)	1961-2006	Índice de Tornqvist	1,41
Índia	Fuglie (2010)	1970-1994	Índice de Tornqvist	1,54
	Ferranti et al. (2005)	1960-2000	Contabilidade do Crescimento	1,98

Fonte: Elaborado pelo autor

Ferranti *et al.* (2005) estimaram o crescimento médio da PTF da agropecuária da América Latina de 1,20% a.a no período de 1960 a 2000, por meio de uma função de produção. A PTF estimada para países de renda elevada, como denominado pelo autor, foi de 1,36 %a.a. E, ao excluir estes dois grupos de países, a PTF estimada se reduz para 0,74%, o que demonstra que as taxas encontradas na América Latina e países de renda mais elevada têm sido maiores que a taxas encontrada nos demais países na análise realizada por estes autores.

Dentre os trabalhos analisados, cujos objetivos foram o de verificar o crescimento da PTF apenas para um país, podem-se citar Ahearn *et al.* (1998), Ferranti *et al.* (2005) e Fuglie (2010) que estimaram a PTF da agricultura dos Estados Unidos e encontraram resultados positivos (TABELA 3). Ahearn *et al.* (1998), a partir do Índice de Tornqvist encontraram a taxa de crescimento média de 1,94% a.a, entre 1948 e 1994. Já Ferranti *et al.* (2005) analisaram o período entre 1960 e 2000 e encontraram taxa maior, sendo 2,11% a.a. Enquanto Fuglie (2010) encontrou a menor taxa de crescimento dentre os três trabalhos, sendo 1,41% entre 1960 e 2006, embora a análise tenha ocorrido para período de tempo maior e mais recente. Cabe ressaltar que as taxas de crescimento da PTF têm aumentado com menor velocidade nos países mais desenvolvidos, como mostrado nas literaturas citadas.

Para vários países selecionados, Ferranti *et al.* (2005) encontraram a maior taxa de crescimento dentre todos os países de renda elevada analisados pelos autores para a Austrália, sendo 2,17 % a.a, seguida pela Espanha com 1,89% a.a. Para os demais países, que não possuem renda elevada, a maior taxa encontrada foi para a Índia, com 1,98% a.a.. Fuglie (2010) encontrou para a Índia uma taxa menor, sendo 1,54% a.a. (TABELA 3).

Na América Latina, o México apresentou taxa de crescimento de 1,48% a.a., conforme as estimativas de Fuglie (2010) para o período entre 1961 e 1991, enquanto para Ferranti *et al.* (2005), esta taxa obtida foi de 1,85% a.a., entre 1960 e 2000. Para a África do Sul, Conradie, Piesse e Thirtle (2009), também por meio do índice de Tornqvist, estimaram a PTF de 1,35%a.a. entre 1952 e 2002, enquanto Fuglie (2010) encontrou taxa de 1,29% a.a., entre 1961 e 1992 (TABELA 3).

Para a China, Fan (1991) encontrou crescimento de 5,04% da produção agrícola, entre 1965 e 1985, sendo que 42,3% são explicados pelo crescimento da PTF, a partir da estimação da função de produção. Kalirajan, Obwona e Zhao (1996) também

estimaram a PTF, através da função de produção, entre 1970 e 1987, para províncias da China. Entre 1970 e 1978 e 1984 e 1987, a maior parte das províncias apresentou crescimento negativo, mas a PTF cresce entre 1978 e 1984 em função de reformas políticas que eliminaram a produção coletiva, aumentando a eficiência produtiva. Fuglie (2010) encontrou significativo aumento da PTF, entre 1961 e 1997, na China cuja taxa de crescimento foi de 1,82%, enquanto a taxa de crescimento estimada por Ferranti *et al* (2005) foi de 1,67% a.a. entre 1960 e 2000 (TABELA 3).

Fuglie (2010) analisou a estimativa da PTF da agricultura global, entre 1961 e 2007, e a estimativa encontrada foi de 0,99% a.a. e, entre 1990 e 2007, passou a ser de 1,47% (TABELA 3). Ao comparar as taxas de crescimento da PTF agrícola do Brasil com os demais países, Fuglie (2010) mostrou que o país tem sido um dos poucos que tem mantido as taxas de crescimento na agricultura, assim como a China, desde a década de 1960. Já nos países desenvolvidos como Estados Unidos, Austrália e Canadá tem ocorrido desaceleração na taxa de crescimento desde as décadas passadas.

A Tabela 4 contém os trabalhos realizados para a agropecuária brasileira, bem como as taxas de PTF calculadas pelos autores, o método de estimação e o período de análise.

Tabela 4 - Estimações da PTF agrícola e agropecuária para o Brasil, taxas de crescimento anuais, métodos de estimação, para períodos diversos

Autores	Período	Método de Estimação	PTF (% a.a.)
Bonelli e Fonseca (1998)	1988-1997	Resíduo da função de produção	2,50
Bragagnolo, Spolador e Barros (2010)	1975-2005	Fronteira Estocástica de Produção	3,10
Ferranti <i>et al.</i> (2005)	1960-2000	Resíduo da Função de Produção	1,93
Fuglie (2010)	1975-2007	Índice de Tornqvist	2,80
	1975-2012	Índice de Tornqvist	3,52
Gasques <i>et al.</i> (2014)	1980-1989	Índice de Tornqvist	2,17
	2000-2012	Índice de Tornqvist	4,06
Gasques <i>et al.</i> (2010)	1970-2006	Índice de Tornqvist	2,27
Marinho e Carvalho (2004)	1970-1995	Fronteira Estocástica de Produção e Índice de Malmquist	0,16
Mendes, Teixeira e Salvato (2009)	1985-2004	Resíduo da função de produção	1,03

Fonte: Elaborado pelo autor

Bonelli e Fonseca (1998), Ferranti *et al.* (2005) e Mendes, Teixeira e Salvato (2009) estimaram a PTF a partir do resíduo da função de produção. Bonelli e Fonseca (1998) estimaram a PTF da agropecuária de 2,50%, entre 1988 e 1997. As estimativas de Mendes, Teixeira e Salvato (2009) para a PTF da agropecuária foi de 1,03 %, entre 1985 e 2004 e, de 0,48%, entre 1974 e 2005. Ferranti *et al.* (2005) estimaram a PTF de 1,93%, entre 1960 e 2000 (Tabela 4).

Por meio de números índices, Gasques *et al.* (2014) e Gasques *et al.* (2010) estimaram a PTF através do Índice de Tornqvist para a agropecuária. A taxa de crescimento anual obtida por Gasques *et al.* (2014) foi de 3,52%, entre 1975 e 2012, sendo 2,17% para a década de 1980 e crescendo para 4,06% entre 2000 e 2012. Enquanto a taxa de crescimento da agropecuária estimada por Gasques *et al.* (2010) foi de 2,27% a.a., entre 1970 e 2006, a partir de dados quinquenais. Utilizando-se também do índice de Tornqvist, Fuglie (2010), obteve taxa de crescimento médio anual de 2,8% ao ano para o período de 1975 e 2007.

Bragagnolo, Spolador e Barros (2010) estimaram a taxa de crescimento anual da PTF agrícola em 3,1% entre 1970 e 2005, a partir da função de produção *translog* estocástica. Marinho e Carvalho (2004) também estimaram a PTF a partir da função de produção *translog* estocástica e o índice de produtividade de Malmquist para o cálculo da PTF e para os componentes de eficiência técnica e mudança técnica. A PTF cresceu, cerca de 41%, entre 1970 e 2006.

A partir da decomposição da PTF, Bragagnolo, Spolador e Barros (2010) encontraram resultados que demonstram que a PTF aumentou a 3,1% ao ano cujo crescimento é, em grande parte, explicado pelo progresso técnico (4,3% ao ano), em menor grau, à eficiência alocativa (1% ao ano) e à economia de escala (0,5% ao ano). A eficiência técnica, por outro lado, contribuiu negativamente para a evolução da produtividade (-2,7% ao ano). Comparando estes resultados com os de Marinho e Carvalho (2004), o componente que mais contribuiu para o crescimento da PTF da agropecuária brasileira foi, também, o progresso tecnológico, sendo que o crescimento da eficiência técnica foi relativamente menor sendo, respectivamente, 37,62% e 2,54%, entre 1970 e 1995.

Além dos estudos da PTF setorial, outros calcularam a PTF por estados ou províncias. Fan (1991) e Kalirajan, Obwona e Zhao (1996) analisaram o comportamento da PTF para as províncias da China e, para o Brasil, os de Tavares, Ataliba e Castelar (2001), Mendes, Teixeira e Salvato (2009), Bragagnolo, Spolador e Barros (2010), e

Gasques *et al.* (2010). Para a análise por regiões, Marinho e Carvalho (2004) analisaram o crescimento da PTF para cada uma das cinco regiões brasileiras, a partir de uma função de produção estocástica, sendo que as regiões Sudeste e Sul apresentaram a maior PTF da agricultura brasileira, enquanto a região do Nordeste ficou abaixo da taxa de crescimento médio no Brasil para o período de 1970 e 1995.

Outros estudos analisaram a influência da PTF da economia em termos da influência do capital humano. Na ênfase do capital humano sobre a PTF, muitos trabalhos têm considerado esta variável, visto que, o capital humano aumenta a produtividade da mão de obra e, conseqüentemente, a PTF. Tavares, Ataliba e Castelar (2001) estimaram que o efeito da inserção do capital humano sobre o crescimento da PTF foi de 10,5%, entre 1986 e 1998, para vinte e um estados brasileiros. Corroborando este resultado, Barbosa Filho, Pessoa e Veloso (2010) analisaram a PTF do Brasil, entre 1992 e 2007, e encontram um efeito positivo da educação sobre a PTF.

Muitos autores estimaram a produtividade por considerar o efeito positivo sobre a economia e os setores, além de entender a importância e os efeitos da produtividade para o país. Por outro lado, há autores que afirmam que o crescimento da produtividade agrícola pode ser prejudicial, como Matsuyama (1992), partindo do pressuposto de que apenas a produtividade industrial é benéfica para o país segundo o autor.

Porém, outros autores como Carvalho e Barreto (2006) corroboram a significativa importância da produtividade agrícola e industrial. Os autores procuraram explicar o efeito da produtividade do trabalho agrícola sobre o emprego, a renda e o bem-estar dos países, contrapondo os resultados encontrados por Matsuyama (1992). A partir do modelo teórico em que há dois setores (indústria e agricultura) e dois países (doméstico e resto do mundo) e a existência do processo de *learning by doing* em ambos os setores, os autores concluem que, tanto a renda nacional quanto o bem-estar de um país crescerá, independentemente do setor em que se especializarem, embora cresçam mais rapidamente no setor que apresentarem vantagens comparativas.

Neste sentido, renda e bem-estar poderão ser maiores que no resto do mundo se o país possuir elevada produtividade agrícola, mesmo que o crescimento do setor agrícola seja mais lento que o industrial. Carvalho e Barreto (2006) concluem que ao se especializar na agricultura, o país poderá ter menor crescimento, mas não apresentar menor padrão de vida.

3 O DECRÉSCIMO DOS PREÇOS AGRÍCOLAS

O crescimento da produção agropecuária, no Brasil e no mundo, ocorreu no mesmo período em que se observou tendência declinante nos preços dos alimentos em todo o mundo, desde a década de 1970. A Figura 2 mostra a tendência dos preços dos alimentos, dos grãos e do petróleo, entre 1960 e 2007. O preço dos alimentos declinou entre as metades das décadas de 1970 e de 1980. Nos anos seguintes, houve variações nos preços, mas sem maiores flutuações até 2002. Neste ano, a tendência de crescimento é retomada pelo aumento geral dos preços destes bens.

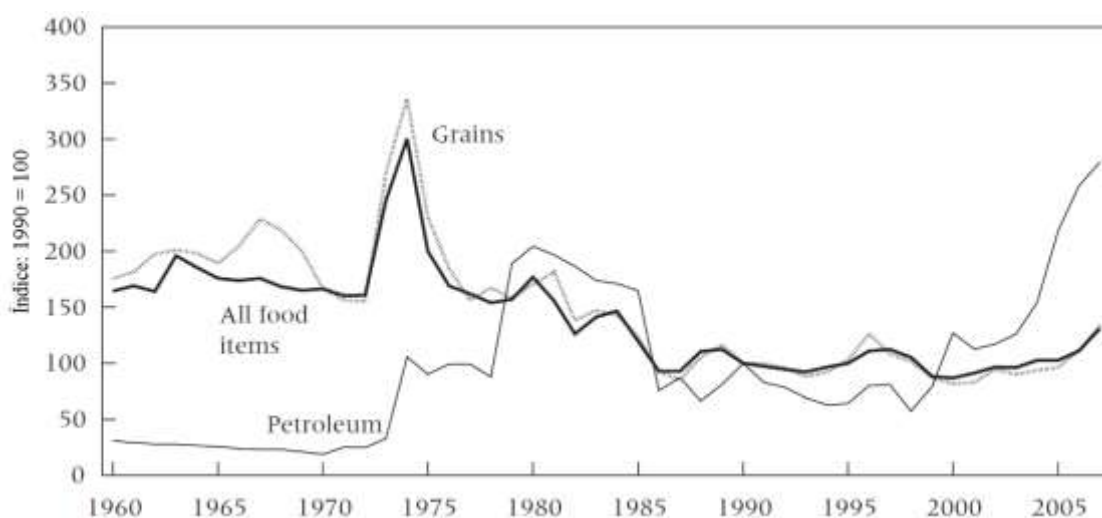


Figura 2 – Índice de Preços dos alimentos, grãos e petróleo, entre 1960 e 2007 (US\$ de 1990)

Fonte: Alexandratos (2008).

Para analisar a tendência de decréscimo dos preços agrícolas no Brasil, foram construídas duas séries de preços das lavouras e da pecuária no Brasil, entre 1970 e 2011, a partir dos preços mensais da FGV (2014). Para as lavouras, foram consideradas quinze culturas e, para a pecuária outros quatro produtos. Os dois índices foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços de Disponibilidade Interna - IGP-DI obtido pelo IPEADATA (2014), a preços de R\$ 2014, considerando 1970 como o ano base. Os preços relativos das lavouras e da pecuária apresentaram tendência de declínio, desde a década de 1970 (FIGURA 3).

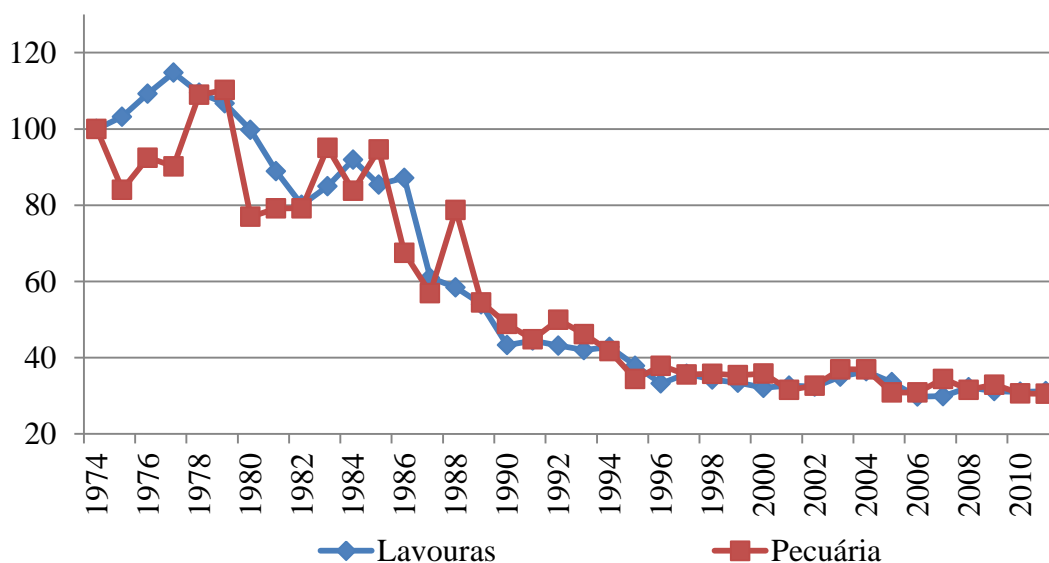


Figura 3 – Índice de preços reais recebidos para lavouras e pecuária, 1974-2011, a preços de R\$ 2014

Fonte: Elaboração própria, a partir dos índices de preços recebidos – IPR da FGV (2014) deflacionado pelo IGP-DI (IPEADATA, 2014).

O declínio dos preços dos alimentos ocorreu no Brasil, a partir da década de 1970, tem sido distinto do comportamento dos preços a nível mundial. O decréscimo nos preços agropecuários, no Brasil, tem sido de queda mesmo no período conhecido como *crise das commodities*, enquanto no resto do mundo os preços subiram nos anos recentes.

Segundo Alexandratos (2008), a redução dos preços, na década de 1970, ocorreu junto com o choque do petróleo, mas estava fracamente ligado ao aumento dos preços dos alimentos. O que ocorreu em ambos os períodos foram quebras de safras ou choques de demanda que repercutiram em aumento dos preços, mas seguidos da redução de preços nos anos seguintes no mundo. Para Homem de Melo (1992), na segunda metade da década de 1980, além da redução dos preços agrícolas, os preços pagos no Brasil também diminuíram. Entre 1977 e 1989, o preço real dos insumos agrícolas reduziu em 2,01% a.a. enquanto o preço real recebido reduziu em 3,37% a.a. Na análise do índice de preços reais dos insumos da agropecuária, todos os insumos apresentaram redução no índice, entre 1977 e 1990, apenas máquinas agrícolas apresentaram aumento de preços neste período.

A queda real dos preços de alimentos no mundo, a partir de 1975, foi de 75% até 2007 e 2008, conforme mostrado por Barros e Silva (2011). Dentre os fatores causadores deste declínio dos preços, os autores citaram a concentração mundial das empresas no setor agropecuário, o significativo protecionismo sobre a agropecuária dos

países mais ricos e o aumento da produtividade ocorrido no mundo, a partir da década de 1970.

Morisset (1997) mostra que a variação entre os preços internacionais e domésticos das *commodities* de seis países desenvolvidos cresceu após 1970, principalmente em função do primeiro choque de petróleo. Segundo Barros e Silva (2011), o crescimento dos *spreads* repercutiu na baixa dos preços recebidos pelos países produtores de *commodities*. Este fato afetou o Brasil, mas com o aumento da produtividade, a competitividade do setor agrícola brasileiro aparenta não ter sido afetada significativamente com a queda mundial dos preços das *commodities* (FIGURA 4).

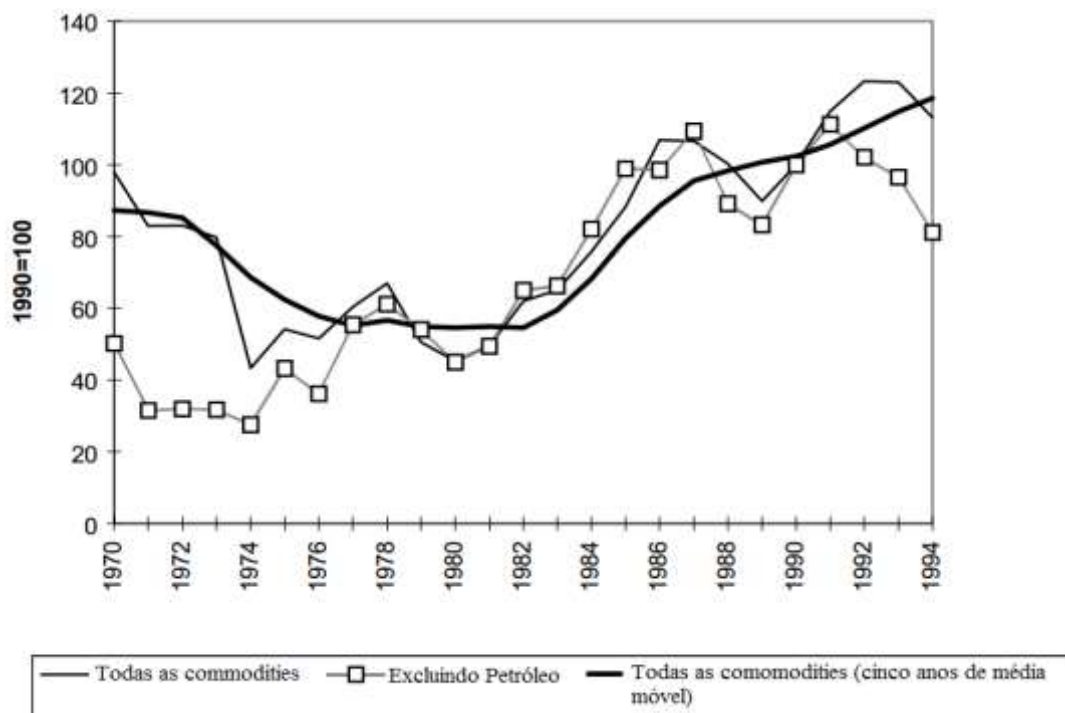


Figura 4 – Spread médio de preços internacionais de *commodities* e seus preços domésticos, 1970/1994

Fonte: Morisset (1997)

Segundo Ferreira Filho (1998), a redução dos preços agrícolas, normalmente, reduziria a produção, mas a continuidade do aumento da produção foi permitida em função da adoção de tecnologia, da redução dos preços dos insumos agrícolas e da maior eficiência na produção. Isto pode ser percebido ao analisar a relação entre preços recebidos (preços dos produtos) e preços pagos (custo unitário de produção), confirmando que a redução nos preços dos fatores permitiu a retração dos preços dos produtos agrícolas.

Como mostrado, a tendência dos preços agrícolas mundiais tem sido de declínio no longo prazo, indicando que a oferta cresce mais rapidamente que a demanda. Mas, segundo Alexandratos (2008), a elevação do preço, a partir de 2002, é causada pelo aumento da demanda e pelo crescimento da renda, principalmente por países como, China, Índia e outros países emergentes e, como resultado, haveria o desequilíbrio entre oferta e demanda. O autor ressalta, também, que tem aumentado a demanda por grãos para os biocombustíveis e que, embora a demanda pelos cereais para biocombustíveis seja baixa, a substituição da área plantada por culturas destinadas aos biocombustíveis, como cana-de-açúcar no Brasil, milho nos Estados Unidos e óleos de canola, soja e de palma na Europa, afetou o preço de outros produtos. Além dessas duas causas, houveram, também, quebras de safras em 2006 e 2007, além da continuidade das restrições às importações impostas por parte de alguns países, aumentando os preços dos produtos importados.

Por outro lado, Hoffman (2006) justifica que, no Brasil, o aumento do preço não necessariamente ocorreria com o aumento da demanda por cana de açúcar para a produção de etanol, como tem ocorrido com o preço do milho em função do biocombustível americano subsidiado. Segundo o autor, ainda há disponibilidade de terras, seja em áreas plantadas ou ociosas, que permitiriam o aumento da produção da cana-de-açúcar sem substituir a área plantada de outras culturas. Além disso, o autor comenta que o progresso técnico tem contribuído para a redução dos preços dos alimentos no Brasil nos anos recentes e, desta forma o aumento da demanda de etanol não repercutiria em aumento dos preços dos alimentos. Mas, caso afetasse os preços, o crescimento do setor canavieiro, bem como a geração de renda e emprego anulariam o efeito de aumento dos preços.

4 A RELAÇÃO ENTRE A PRODUTIVIDADE E OS PREÇOS AGRÍCOLAS

Desde a teoria de Malthus sobre o problema do crescimento populacional e da produção agrícola, a preocupação sobre a fome tem sido recorrente. Segundo Malthus, a escassez de alimentos ocorreria no futuro uma vez que a taxa de crescimento aritmético da produção agrícola não acompanharia o crescimento da taxa geométrica de crescimento da população mundial. Porém, em função do aumento da produtividade agrícola, mostrou-se que essa previsão não ocorreu e que a produção e o comércio internacional de produtos agrícolas têm apresentado crescimento contínuo e proporcionado aumentos na oferta de alimentos suficiente para atender a demanda mundial.

Segundo Ahearn *et al.* (1998), o aumento da produtividade no curto prazo leva a aumento da renda de um produtor. No longo prazo, como os demais produtores adotam as práticas mais eficientes, a oferta aumenta, reduzindo os preços dos produtos agrícolas. O balanço entre maior produtividade e menor preço determinará se os rendimentos agrícolas crescerão ou não. Os aumentos na produtividade, têm, então, dois efeitos distintos para a sociedade. O primeiro é que, se a produtividade em um setor cresce, recursos serão liberados para outros setores da economia, que poderão usá-los em outras alternativas. O segundo, se com o crescimento da produtividade os preços reais de bens e serviços decrescem, os ganhos de produtividade são repassados aos consumidores na forma de preços mais baixos.

Outro fator importante na melhoria do consumo e da distribuição de renda no Brasil foi o Plano Real que, ao controlar a inflação, contribuiu para a redução da perda do poder de compra das rendas e, conseqüentemente favoreceu a distribuição de renda. Foram importantes também as mudanças havidas no mercado de trabalho, onde a formalização aumentou ao mesmo tempo em que os salários – especialmente o mínimo – aumentavam. Foram relevantes também os programas de transferência de renda (como Bolsa Família, entre outros). Esses eventos colocavam mais renda nas mãos dos consumidores mais pobres. Em função da queda dos preços reais dos alimentos, essa renda teve mantido ou aumentado seu poder de compra. Nos anos anteriores ao Plano Real houve significativa redução dos preços relativos do setor agropecuário, porém não houve um benefício muito relevante para a população mais pobre, em parte pela falta de

programas que lhes levassem renda. Não havendo renda, não havia como se beneficiar da queda de preços (BARROS; SILVA, 2010).

No Brasil, a melhoria da distribuição de renda tem ocorrido desde 1996 e foi resultante dos programas de transferência de renda e da redução da desigualdade de salários. Segundo Barros e Silva (2011), a melhoria da distribuição de renda também tem ocorrido no curto prazo em função da combinação de choques de demanda e de oferta de bens e serviços consumidos pela população mais pobre. Os choques de oferta ocorreram em função do aumento da produtividade. O choque de demanda ocorre via transferência de renda sob um contexto de inflação controlada, sendo que a transferência aumenta a renda de poder de compra e, o papel da inflação é destacado por assegurar o poder médio de compra da moeda. Porém, a transferência de renda dependerá do comportamento dos preços relativos. Se a população cuja renda foi aumentada adquirir bens com preços relativos maiores, não ocorre de fato uma transferência real de renda. E, estes preços relativos maiores podem ser resultantes, por exemplo, da queda da produtividade, do crescimento da demanda internacional ou pelo aumento da demanda do setor em função das transferências de renda. Como os beneficiários destes programas consomem maior parcela de suas rendas em produtos alimentares, oriundos do setor agrícola, os preços relativos dos alimentos não devem crescer conforme há as transferências de renda. E, acrescentando a possibilidade de haver aumento de produtividade e aumento da produção neste contexto, a distribuição ultrapassa as metas para benefício do público alvo por resultar em queda dos preços relativos dos alimentos.

No Brasil, tem se notado que a distribuição de renda tem melhorado, assim como o aumento do consumo dos alimentos. Na análise da desigualdade, Hoffmann (2010) calculou o índice de Gini da distribuição da renda no Brasil a partir da renda familiar *per capita* com dados das POFs 2002-2003 e 2008-2009. Em 2002-2003 o coeficiente de Gini foi 0,591, declinando para 0,561 em 2009, o que demonstra uma redução da desigualdade da renda familiar *per capita* no país, além de ter sido confirmada a redução da desigualdade também por região. Na área rural, o coeficiente de Gini foi respectivamente de 0,534 e 0,522, enquanto na área urbana foi de 0,579 e 0,55. Para ambos os períodos da análise, o coeficiente de Gini foi menor na área rural.

Em relação à renda média familiar *per capita* brasileira, Hoffmann (2010) encontrou um aumento de 20,4% para o país como um todo, sendo maior na área rural com 36,2% e 19,1% na área urbana.

Porém, a produtividade não consegue captar completamente o bem-estar das pessoas ocupadas na agricultura por não mostrar como a renda é distribuída entre os donos da terra, trabalhadores ou ainda entre os detentores do capital. Para entender o funcionamento da redução dos preços sobre outras variáveis, podem-se citar os trabalhos de Ferreira Filho (2008), Carneiro (2001) e Ultremare (2013). Ferreira Filho (2008) aplicou um choque de 10% na PTF em um Modelo de Equilíbrio Geral e encontrou efeitos positivos sobre diversas variáveis como, consumo real das famílias, salários reais, emprego agregado, índice de preços ao consumidor, dentre outras variáveis e efeitos negativos sobre os termos de troca entre exportação e importação, a desvalorização cambial, emprego no setor e o índice de preços das exportações. Porém, redução dos preços dos alimentos que elevaria a renda real das famílias de renda mais baixa, no primeiro *decil* de renda,¹ compensaria a redução do emprego no setor e, então, o efeito final seria a melhoria do bem-estar de toda a sociedade. Ultremare (2013) procurou analisar o impacto do crescimento da produção do agronegócio e da variação dos preços relativos sobre o consumo da população dos setores rural e urbano, entre 1995 e 2010 e encontrou evidências das modificações dos preços relativos sobre o consumo rural e urbano.

A relação entre preços e padrão de consumo é feita por Carneiro (2001), a partir da Pesquisa de Orçamento Familiar do IGBE de 1986 e de 1997. O autor afirma que o padrão de consumo no Brasil se modificou principalmente pelas mudanças nos preços relativos durante a década de 1990, mesmo com os elevados níveis de desigualdade de renda pessoal e familiar. Parte da mudança dos preços relativos pode ser explicada pela abertura comercial e pelas privatizações. Em relação ao consumo de alimentos, em 1987 a alimentação correspondia a 26,6% dos gastos das famílias, reduzindo para 23% em 1996. Separando por classe de renda, com exceção das famílias que ganhavam entre 20 e 30 salários mínimos, todas as demais classes de renda apresentaram redução neste gasto.

Desta forma, com base nos dados de aumento de consumo dos alimentos ao longo dos últimos anos, a população brasileira parece ter se beneficiado da redução dos preços agrícolas, consumindo maior variedade de bens a menores preços.

O efeito da redução de preços sobre o bem-estar das famílias depende do grau de envolvimento de cada família com a produção e o consumo de alimentos, conforme

¹ Estas famílias se referem às famílias de dez classes familiares pesquisadas pela Pesquisa de Orçamento Familiar – POF (1996).

análise de Ulfert (2012). Do lado do consumo, uma queda dos preços favorece todas as famílias e em maior grau aquelas que dispõem maior proporção da renda com alimentos (em geral as famílias mais pobres). Porém, do lado da produção, quanto mais a renda da família depender da produção de alimentos, como por exemplo famílias do meio rural, mais prejudicada ela vai ser pela queda de preços ou a perda será compensada pelo aumento da produtividade.

Desde a década de 1970, o consumo da população brasileira tem sido analisado principalmente em função da fome e da acessibilidade aos alimentos. A partir da década de 1990 e, principalmente nos anos 2000 com a redução da pobreza, o enfoque sobre o consumo passou a ser, segundo Rodrigues et al. (2012), sobre a escolha alimentar uma vez que as doenças causadas por subnutrição têm reduzido no país, enquanto as doenças causadas por má alimentação têm se tornado frequentes. Além disso, segundo os autores, com a redução dos preços desde a década de 1970 houve aumento do poder aquisitivo da população brasileira, o que contribuiu para a redução da pobreza e maior acesso aos alimentos no país.

5 REFERENCIAL TEÓRICO E METODOLÓGICO

Esta seção mostra a metodologia utilizada ao longo deste trabalho. Inicialmente, o referencial teórico da eficiência de produção é ilustrado, seguido pelo método de Análise de Função Estocástica para o cálculo das eficiências técnicas de cada estado ao longo do período. Posteriormente, é discutido o índice de produtividade de Malmquist para o cálculo da PTF e o índice de preços de Laspeyeres para a construção do índice de preços agrícolas. A partir da PTF e do índice de preços agrícolas construídos, discute-se a metodologia do VAR em painel que permitiu verificar a relação da PTF sobre os preços agrícolas, além de efeitos de *proxies* de variáveis de oferta e demanda utilizadas como, respectivamente, o crédito agrícola e as variáveis de rendas (renda domiciliar *per capita* e salários rurais).

5.1. O conceito de eficiência produtiva

A teoria econômica neoclássica pressupõe que os produtores apresentam um comportamento de maximização dos lucros ou de minimização dos custos dados os insumos disponíveis e a tecnologia. Desta forma, a teoria pressupõe que os produtores operam na função de produção e são eficientes em relação às escolhas dos insumos na decisão de produção.

As evidências empíricas, no entanto, mostram que nem todos os produtores conseguem produzir o máximo de produto para dado insumo, uma vez que nem todos conseguem alcançar o nível máximo de produção porque nem todos produtores produzem de forma eficiente (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

O desenvolvimento teórico da eficiência produtiva na função de produção se iniciou com os trabalhos de Koopmans (1951) e Debreu (1951). A definição de eficiência de Koopmans (1951) é obtida a partir de postulados matemáticos que definem uma produção como sendo eficiente se, e somente se, não for possível aumentar a produção de um dado produto sem que diminua a produção dos demais produtos ou, ainda, sem a necessidade de aumentar os insumos utilizados. Debreu (1951) introduziu o conceito das funções distâncias para modelar a tecnologia de múltiplos produtos, sendo que as funções distância de um produtor em relação à fronteira de produção máxima é a distância radial na direção de expansão do produto até a fronteira de produção. Posteriormente, Farrell (1957) foi o primeiro a medir a eficiência, a partir de

métodos de programação matemática, da função custo, considerando os componentes de eficiência técnica e eficiência alocativa.

Estes três trabalhos seminais contribuíram significativamente para o desenvolvimento da mensuração da eficiência por relacionarem as funções distâncias com as medidas de eficiência técnica. As estimações das eficiências têm sido consideradas nas estimações das funções de produção, a partir de métodos paramétricos ou de programação linear (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

Além disso, o desenvolvimento do conceito de eficiência tem também influenciado as estimativas de produtividade uma vez que o conceito da PTF surgiu a partir de Solow (1957). Este autor percebeu que o aumento da produção dos Estados Unidos no século XX não podia ser explicado apenas pela maior utilização dos insumos capital e trabalho, mas também por outra fonte de crescimento que ficou conhecida posteriormente como Produtividade Total dos Fatores ou como resíduo de Solow.

Solow (1957) e diversos outros autores partiram dos pressupostos da teoria econômica neoclássica ao estimar uma função de produção determinística, sem considerar a possibilidade de ineficiência na produção. Desta forma, o crescimento da produtividade pode incluir também, de acordo com Hulten (2000), erros de medição, variáveis omitidas, erros de especificações, dentre outros fatores que afetam o termo de erro aleatório.

Assim, as estimativas da PTF se baseiam nos artigos de Solow (1957) ou de Farrel (1957), sendo que as duas abordagens se diferem principalmente pela pressuposição da eficiência das firmas na estimação da função de produção e das eficiências.

Kumbhakar e Lovell (2000) sugerem uma teoria para estimar a função de produção em que o comportamento otimizador dos produtores se mantenha. Além de permitir que a otimização possa ser distinta entre produtores, a estimação da fronteira de produção considera o grau de eficiência dos produtores. Dentre estes métodos, está a Análise de Fronteira Estocástica (*Stochastic Frontier Analysis – SFA*) que será descrita a seguir.

5.2 Análise de Fronteira Estocástica

A função de produção é determinística na teoria econômica neoclássica. Ao assumir que o termo de erro é formado pelo erro aleatório e pelo termo de ineficiência técnica, a função de produção passa a ser do tipo estocástica. No primeiro caso, os desvios em torno da função de produção ocorrem em função de fatores externos que influenciam o termo de erro e considera que todos os produtores são eficientes. Na função de produção estocástica, a fronteira de produção define o nível máximo de produto a ser produzido e os desvios abaixo da fronteira mostram que os produtores não têm produzido de forma eficiente. Se os produtores alcançarem a fronteira de produção, eles são considerados eficientes, sendo que o valor da eficiência para estes produtores que atuam na fronteira é igual a um. Por outro lado, os produtores que estão abaixo da função de produção são ineficientes, sendo que as eficiências é um número entre zero e um.

No método de estimação paramétrica, a forma funcional é escolhida antes da estimação, uma vez que a relação entre os produtos e os insumos não é estimada no modelo. Dentre as formas funcionais, as mais utilizadas são a Cobb-Douglas e a *tranlog*². Segundo Coelli et al (2005), para estimar a fronteira estocástica, as características de cada forma funcional e a teoria econômica subjacente devem ser consideradas. Além disso, a escolha deve seguir o princípio da parcimônia de forma que esta seja a mais adequada e simples.

A variável tempo é inserida nas funções de produção *translog* e representa a mudança tecnológica. Além disso, outras variáveis exógenas que caracterizam o ambiente produtivo podem afetar as decisões de produção, como sugerido por Coelli et al. (2005). Algumas são não estocásticas por serem observáveis como, a influência do governo, o tipo de propriedade da firma e a idade da força de trabalho. E, por outro lado, as variáveis estocásticas imprevisíveis são o clima, pragas e eventos que demandem algum seguro para a produção.

Como alternativa à estimação da função de produção determinística, a Análise de Fronteira Estocástica (*Stochastic Frontier Analysis – SFA*) consiste na estimação de uma função de produção estocástica, em que ineficiências técnicas para cada firma são

² Os autores esclarecem que também existem as formas funcionais do tipo linear, quadrática, quadrática normalizada, Leontief generalizada e elasticidade de substituição constante. Para maiores detalhes ver Coelli et al. (2005).

consideradas na estimação, a partir do Método da Máxima Verossimilhança (*method of maximum likelihood – ML*).

Nesta fronteira de produção estocástica, as variáveis exógenas influenciam o erro aleatório da estimação. Desta forma, o termo de erro v representa os choques aleatórios externos, sobre os quais as firmas não têm controle. O termo de erro u está relacionado à ineficiência destas firmas. Assim, o desvio da fronteira de produção ocorre pelo termo de erro aleatório e porque nem todos os produtores são eficientes tecnicamente (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000, KUMBHAKAR; WANG; HORNCastle, 2015). Portanto, a fronteira de produção caracteriza a quantidade mínima de insumos requerido para produção ou o máximo que possa ser produzido para dados insumos e tecnologia. (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

A estimação da função de produção de fronteira foi proposta por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e pode ser definida por

$$y_{it} = f(x_{it}; \beta) \exp(v_{it}) \exp(-u_{it}), \quad (1)$$

em que y_{it} é o produto máximo obtido; x_{it} , o vetor de insumos; β , o vetor de parâmetros a ser estimado e o termo de erro, composto por u_{it} e v_{it} .

O termo v_{it} é independentemente distribuído de cada u_{it} e, tem as mesmas propriedades que o termo de erro de um modelo de regressão linear clássica. A média de u_{it} é maior que zero e, ambos os erros não são correlacionados com as variáveis de insumo (COELLI et al.; 2005, KUMBHAKAR; LOVELL; 2000).

O termo de erro v_{it} da equação (1) é o componente aleatório, que segundo Coelli et al. (2005), pode conter erros por omissão de variáveis, erros de medidas e erros de aproximação pela escolha da forma funcional. Já u_{it} , é o termo de ineficiência técnica cuja predição é dada pela análise de fronteira estocástica.

A medida de eficiência técnica orientada pelo produto é dada pela razão entre o produto observado e o produto da fronteira estocástica:

$$TE_{it} = \frac{y_{it}}{\exp(x'_{it}\beta + v_{it})} = \frac{\exp(x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it})}{\exp(x'_{it}\beta + v_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (2)$$

O valor da eficiência técnica de cada firma é um número entre zero e um, sendo que a firma quando for eficiente este valor será um e produz o valor máximo para o

vetor de insumos disponíveis, representando a eficiência máxima da firma para a fronteira de produção. Além disso, é um subíndice, uma vez que é parte do cálculo do índice da PTF.

A eficiência da indústria é a média das eficiências preditas de todas as firmas na indústria.

$$\overline{TE} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I T E_i \quad (3)$$

Segundo Coelli et al. (2005), o efeito da ineficiência técnica pode ser variante no tempo uma vez que se espera que as firmas eficientes se mantenham eficientes, enquanto as demais melhorem a eficiência ao longo do tempo. A pressuposição de que o tempo varia é uma das vantagens de estimação de dados em painel em relação aos dados de *cross section*. Segundo os autores, os dados em painel possibilitam a análise de que a ineficiência não varia no tempo (*time-invariant*) ou varia ao longo do tempo (*time-variant*). Assim, no modelo com dados em painel, tanto a ineficiência quanto o termo de erro composto podem ser independente e identicamente distribuídos. Além disso, a inclusão de variável de tempo permite capturar as variações temporais e estimar a ineficiência variante no tempo para melhor análise dos resultados (KUMBHAKAR, WANG, HORNCastle; 2015).

Nos modelos de ineficiência variante no tempo, a eficiência técnica muda ao longo do tempo. Battese e Coelli (1992) e Kumbhakar (1990) propuseram o método estimando por meio da máxima verossimilhança um modelo de efeito aleatório que permite separar os efeitos das mudanças tecnológicas e de ineficiência. A distribuição dos erros nestes modelos é assumida como uma normal truncada. A ineficiência técnica variante no tempo tem a seguinte forma:

$$u_{it} = f(t) \cdot u_i$$

em que $f(t)$ é a função que determina o modo pelo qual a ineficiência varia no tempo.

Considerando duas formas da função utilizadas por Battese e Coelli (1992) e Kumbhakar (1990), tem-se que para Kumbhakar (1990):

$$f(t) = \left[1 + \exp(\alpha t + \beta t^2) \right]^{-1} \quad (4)$$

E, para Battese e Coelli (1992) a função em que a ineficiência varia no tempo é dada por:

$$f(t) = \exp[\eta(t - T)] \quad (5)$$

Assim, os autores mensuram a ineficiência variante no tempo, mas o número de parâmetros e o tipo de função são distintos, sendo que no modelo de Battese e Coelli (1992) há um número menor de parâmetros quando comparado a função de Kumbhakar (1990) cuja estimação considera além do parâmetro de tempo, os parâmetros α e β .

Segundo Coelli et al. (2005), a pressuposição de ineficiência invariante no tempo é restritiva pois espera-se que as firmas possam melhorar a eficiência técnica ao longo do tempo dada a experiência adquirida. Em geral, as eficiências observadas na literatura variam ao longo do tempo na maioria dos trabalhos.

Se o método de estimação da fronteira de produção for os Mínimos Quadrados Ordinários – MQO, as estimativas serão consistentes, porém, o intercepto será viesado. Assim, Coelli et al. (2005) e Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015), sugerem que a melhor forma de se estimar a fronteira é fazer suposições em relação às distribuições dos termos de erro e estimar o modelo a partir do Método da Máxima Verossimilhança.

A estimação envolve um processo iterativo de otimização a partir da seleção de valores iniciais arbitrários dos parâmetros desconhecidos até ser obtido o valor que maximize a função de máxima verossimilhança. A escolha é arbitrária, mas os parâmetros estimados pelo MQO são usados como valores iniciais para maximizar a máxima verossimilhança, como no modelo proposto por Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015) e, segundo Coelli et al. (2005) no software Frontier.

Em relação à distribuição dos erros, vários modelos têm sido estimados a partir de diferentes distribuições, dentre elas a *half-normal*, normal truncada, exponencial e gamma. A distribuição *half normal* foi utilizada no primeiro modelo de fronteira estocástica estimado com pressuposição de distribuição paramétrica, segundo Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015) no trabalho de Aigner, Lovell e Schmidt (1977). Segundo Coelli et al. (2005), Aigner, Lovell e Schmidt (1977) estimaram a máxima verossimilhança a partir das seguintes pressuposições sobre a distribuição:

$$v_i \sim iidN(0, \sigma_v^2) \quad (6)$$

$$u_i \sim iidN^+(0, \sigma_u^2) \quad (7)$$

em que, v_{it} , é uma variável aleatória normal distribuídas independentemente e identicamente, com média zero e variância σ_v^2 ; u_{it} são variáveis aleatórias *half*

normal, distribuídas independentemente e identicamente, com média zero e variância σ_u^2 .

Segundo Coelli et al. (2005), o modelo *half normal* foi parametrizado por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) em termos de $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ e $\lambda = \sigma_u^2 / \sigma_v^2$. Se $\lambda = 0$, não há efeitos de ineficiência técnica.

Uma distribuição do tipo normal truncada foi adotada por Kumbhakar (1990) e Battese e Coelli (1992), Battese e Coelli (1998). Nestes modelos a função de densidade de probabilidade de cada u_{it} é uma versão truncada de uma variável normal aleatória com média zero e variância σ_u^2 :

$$u_i \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2) \quad (8)$$

Assim, a diferença entre as equações (6) e (7) em relação à equação (8) é a média da distribuição. Já a distribuição *gamma* foi proposta por Greene (1990) e é menos utilizada pelos modelos encontrados na literatura.

Battese e Corra (1977) parametrizaram a máxima verossimilhança em termos de σ^2 e de $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$, sendo que γ é um parâmetro cujos valores estão entre 0 e 1, o que significa que, para valores iguais a zero, todos os desvios são relativos ao erro aleatório e, se for igual a um todos os desvios ocorrem em função da ineficiência técnica.

Em relação à escolha de qual modelo deve ser utilizado para estimar a fronteira de produção estocástica, Coelli et al. (2005) afirma que é um problema computacional, uma vez que nem todos os softwares estimam todos os tipos de distribuições especificadas. Além disso, os autores comparam estimativas para uma distribuição *half normal* e exponencial e mostram que são bastante próximas. Já a distribuição *gamma* e a normal truncada possuem mais parâmetros para serem estimados e, portanto, os autores sugerem o princípio da parcimônia que é mais evidente para a escolha da distribuição *half-normal* e exponencial por ser uma escolha mais parcimoniosa ao estimar um número menor de parâmetros.

Embora, as diferentes distribuições resultem em valores distintos das ineficiências preditas, estas usualmente são robustas em relação à classificação das firmas com base na eficiência técnica. Ou seja, mesmo que sejam utilizadas as diferentes distribuições do termo de erro u_i , a classificação da firma mais eficiente até

a menos eficiente não se modifica. Apenas os valores das eficiências preditas é que se modificam dependendo do modelo a ser estimado.

Outra aplicabilidade da fronteira estocástica de produção é a inserção de variáveis ambientais não estocásticas no componente não estocástico da fronteira de produção em que é escrito na forma:

$$\ln y_{it} = x_{it}'\beta + z_{it}'\gamma + v_{it} - u_{it} \quad (9)$$

em que z_{it} é um vetor de variáveis ambientais; γ , o vetor de parâmetros desconhecido a ser estimado a partir da equação.

A fronteira de produção tem o mesmo termo de erro, os mesmos parâmetros e os mesmos testes podem ser aplicados. A diferença se dá apenas na predição da eficiência técnica que além de ser influenciada pelos insumos como na estimação da fronteira sem as variáveis ambientais, a eficiência passa a ser influenciada por estes dois tipos de variáveis. Desta forma, a inserção das variáveis ambientais permite estimar a fronteira de produção com variáveis exógenas sobre as quais os produtores não têm controle sobre as mesmas, mas que afetam a ineficiência produtiva.

Segundo Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015), no modelo original proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977), u_i e v_i eram homocedásticos, o que significa que os parâmetros σ_u^2 e σ_v^2 são constantes. Mas outros autores têm considerado que estas variáveis aleatórias são heterocedásticas. No modelo clássico de regressão linear a heterocedasticidade afeta a eficiência dos estimadores e na fronteira de produção afeta também a consistência dos parâmetros. Assim, os autores afirmam que a heterocedasticidade em v_{it} resulta em estimativas consistentes dos β 's, mas o intercepto e as eficiências são viesadas. E, em u_{it} , as estimativas da fronteira de produção e da eficiência técnica são viesadas. E, para corrigir este problema, utilizam-se um vetor de variáveis observáveis, denominadas de z.

Segundo Coelli et al. (2005), a análise de fronteira estocástica de produção pode ser realizada por meio de dados em *cross section* e em modelos em painel. O painel de dados tem a vantagem de obter estimadores mais eficientes dos parâmetros desconhecidos e obter estimadores consistentes da eficiência técnica em função do aumento do período de tempo e da redução da variância, além de permitir a investigação da mudança nas eficiências técnicas ao longo do tempo.

Desta forma, a fronteira estocástica pode ser estimada pela função distância ou por uma fronteira de produção de apenas um produto agregado. A estimação deve

também levar em consideração a escolha da forma funcional, a distribuição do erro, os métodos de estimação e os softwares utilizados. E, segundo Coelli et al. (2005), estas diversas escolhas da estimação paramétrica devem ser feitas caso a caso e considerar estimações e métodos distintos para avaliar a adequação e robustez dos resultados obtidos.

Assim, a equação a ser estimada no presente trabalho tem a forma funcional do tipo *translog* e pode ser escrita da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{nit} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln x_{nit} \ln x_{mit} + \\ & + \sum_{n=1}^N \beta_n t \ln x_{nit} + \beta_{it} t + \frac{1}{2} \beta_{it} t^2 + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

$$i = 1, 2, \dots, I, t = 1, 2, \dots, T$$

em que y_{it} é o produto da i -ésimo estado no ano t ; v_{it} , os erros aleatórios e distribuídos independentemente de u_{it} ; u_{it} , os efeitos da eficiência técnica.; x_{it} , as variáveis de insumo, tais como, quantidade de mão de obra, terra plantada e valor do estoque de capital e; i , os vinte e cinco estados brasileiros e, t , a variável tendência de tempo que representa a mudança tecnológica para os anos de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/1996 e 2006. Os subscritos m se refere aos três insumos e, n , representa a combinação entre os três insumos utilizados.

A vantagem da forma funcional do tipo *translog* é a inserção da variável de tempo interagindo com as variáveis de insumos, o que permite, segundo Coelli et al. (2005), a mudança tecnológica não neutra e a variável de tempo quadrado. A forma funcional também permite a interação das variáveis de insumo com elas mesmas e com as demais variáveis, sendo esta última um indício de substitutibilidade entre os insumos, além da inserção de uma variável de tempo para captar a mudança tecnológica entre dois períodos.

As eficiências técnicas para cada firma são previstas pela esperança condicional de $\exp(-u_{it})$, dado $e_{it} = v_{it} - u_{it}$ e variam entre zero e um. Algebricamente, a medida de eficiência técnica é:

$$TE_{it} = E(\exp(-u_{it}) | e_{it}) \quad (11)$$

Para a escolha da forma funcional será utilizado o teste da razão de verossimilhança (LR teste ou *Likelihood-ratio test*) com modelos restrito e não restrito, como proposto por Coelli et al. (2005) entre a função do tipo Cobb Douglas e *translog*, ambas com e sem progresso técnico.

$$LR = -2[L(H_0) - L(H_1)] \quad (12)$$

em que $L(H_0)$ é o valor da máxima verossimilhança do modelo restrito (Cobb-Douglas com e sem progresso técnico e *Translog* sem progresso técnico); $L(H_1)$, o modelo irrestrito (*Translog* com progresso técnico) e, o grau de liberdade do teste são os números de restrições.

Os testes realizados após a estimação da fronteira estocástica de produção são os testes usuais dos coeficientes t para testar as hipóteses dos parâmetros β 's estimados.

Para testar a presença do termo de erro u_i , Coelli et al. (2005) e Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015) sugerem a utilização do teste LR após a estimação da fronteira estocástica. O teste visa comparar os modelos de MQO e de fronteira estocástica pelo valor do logaritmo da verossimilhança estimado, comparado com a estatística do χ^2 . A hipótese nula é a de que não há efeitos de ineficiência no modelo e, desta forma, a função de produção pode ser construída pelo MQO (modelo restrito) contra a hipótese alternativa do modelo irrestrito da Fronteira Estocástica. De acordo com Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015) este teste é preferível ao teste de assimetria por considerar as informações das funções de distribuição do erro aleatório, o que o torna mais preciso. O teste é escrito da mesma forma que o teste anterior na equação (12).

Para verificar a validade da estimação da fronteira, a estatística γ também é um bom parâmetro e cujo valor é entre zero e um:

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} \quad (13)$$

Quanto mais próximo de um for esse parâmetro, maior parte dos desvios da função de produção ocorre em função da presença do componente de ineficiência. E, analogamente, para valores menores que um o componente de ineficiência menor poder de explicação sobre os desvios da função de produção e, portanto, os valores dos erros aleatórios são mais próximos aos da estimação do MQO. Este parâmetro é estimado no modelo, juntamente com as demais variáveis.

5.3 O Índice de Produtividade de Malmquist

O índice de Malmquist surgiu a partir do estudo de Malmquist (1953). O autor propôs uma estimação de um índice de quantidades para uma cesta de consumo de produtos. Posteriormente, segundo Coelli et al. (2005), passou a ser utilizado para o cálculo do índice de produtividade total dos fatores, entre dois períodos, a partir do conceito de função distância.

5.3.1 Função Distância

As medidas de eficiência, segundo Coelli *et al.* (2005), podem ser calculadas a partir de uma determinada tecnologia que é representada por uma função de fronteira e podem ser realizadas a partir da orientação pelo insumo³ ou pelo produto. Os autores exemplificam que a orientação pelo produto analisa o quanto o produto pode ser proporcionalmente aumentado mantendo a quantidade de insumos utilizadas e, por outro lado, a orientação pelo insumo mostra o quanto todos os insumos podem ser proporcionalmente reduzidos sem a redução do produto.

A tecnologia de produção caracterizada pela função distância do produto considera a máxima expansão do vetor produto, dado o vetor insumo. A função distância do produto mede o quanto a quantidade do produto pode ser aumentada dentro do conjunto de possibilidade de produção para dado nível de insumo e assume o valor um no ponto em cima da fronteira. Se a tecnologia exibir retornos constantes à escala, condição suficiente e necessária, a função distância do produto e do insumo assumem a seguinte relação para qualquer (x, q) :

$$d_i(x, q) = 1/d_o(x, q) \quad (14)$$

em que d_i é a função distância do insumo e d_o é a função distância do produto.

Segundo Coelli *et al.* (2005), a função distância permite descrever a tecnologia de produção de múltiplos insumos e de múltiplos produtos sem a necessidade de

³ Por simplificação e por este trabalho adotar a eficiência produto orientada, maiores detalhes da orientação pelo insumo podem ser encontrados em Coelli *et al.* (2005) e Kumbhakar e Lovell (2000).

especificar o objeto de minimização de custos ou maximização de lucros por parte dos produtores.

As funções distância de produto e de insumo podem ser utilizadas para a definição de números índices de produtividade e fornecem o conceito adjacente de várias medidas de eficiência e produtividade. As funções distância podem ser estimadas a partir da Análise de Fronteira Estocástica.

Na Figura 5, o primeiro gráfico apresenta uma função de produção com retornos não crescentes à escala (*non-increasing returns to scale* – NIRTS) e retornos constantes (*constant returns to scale* – CRTS) no segundo.

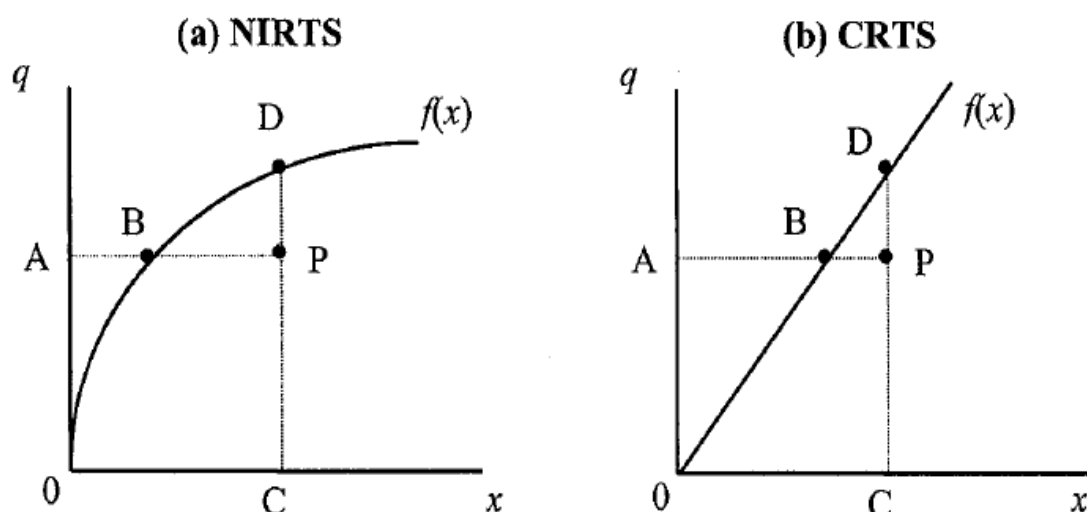


Figura 5 – Medidas de eficiência técnica pela orientação do produto e do insumo e os retornos à escala

Fonte: Coelli *et al.* (2005)

Uma firma ineficiente opera no ponto P , então a medida de eficiência insumo-orientada é dada por AB/AP . Na orientação pelo produto esta medida é DP/CD . Estas medidas são equivalentes apenas sob retornos constantes à escala, como pode ser visualizado no gráfico (b) em que $AB/AP = CP/CD$.

Para Coelli *et al.* (2005) produtividade da firma é influenciada pela eficiência técnica, pelos retornos à escala, pela mudança tecnológica e pela eficiência alocativa. A eficiência técnica ocorre quando a firma está situada na fronteira de produção e, analogamente será ineficiente se estiver abaixo da mesma. Se a função de produção apresentar retornos crescentes à escala, aumentos no uso de insumos levarão a aumentos mais que proporcionais na produção obtendo como resultado os aumentos de

produtividade. Fare et al. (1994) define a mudança na eficiência como efeito *catching up*.

A mudança tecnológica, segundo Coelli *et al.* (2005) também é definida como mudança técnica ou como progresso técnico. Este componente da PTF é o avanço tecnológico ao longo do tempo e é representada graficamente como o deslocamento para cima (*frontier shift*) da curva da função de produção.

Estas três fontes de crescimento envolvem quantidades físicas e relações técnicas. Se houver informações de preços e do comportamento maximizador de lucros ou minimizador de custos das firmas, a PTF pode ser influenciada em razão da eficiência alocativa. Esta se refere à combinação de insumos que produz determinada quantidade de produto sob a minimização de custos, dados os preços dos insumos. A eficiência alocativa adicionada à eficiência técnica, define o que os autores chamam de eficiência econômica (COELLI *et al.*; 2005).

Uma firma, portanto, pode ser tecnicamente eficiente, mas ainda ser capaz de obter ganhos de economias de escala. Além disso, ao comparar a produtividade entre dois períodos de tempo, é possível que a firma tenha utilizado também da mudança tecnológica. Desta forma, o crescimento da produtividade de um período para outro pode ocorrer como resultado de três fontes de crescimento separados ou combinados entre eficiência técnica, economia de escala e mudança tecnológica ao analisar as quantidades físicas e tecnológicas. Se os preços estiverem disponíveis, ainda há uma quarta fonte de crescimento da produtividade que é a eficiência alocativa obtida pelo uso dos insumos a partir da minimização dos custos na produção de uma dada quantidade de produtos (COELLI *et al.*; 2005).

5.3.1 A construção do Índice de Malmquist

A mudança da produtividade total dos fatores pode ser calculada a partir das estimativas da fronteira de produção estocástica, decompondo-as em mudança de eficiência técnica e tecnológica, por meio do índice de produtividade de Malmquist.

O índice é definido como a razão das medidas da função distância e pode ser calculado a partir de dados de preços e quantidades de insumos e de produtos. A definição segue certas pressuposições sobre a tecnologia de produção e o comportamento econômico da firma quando há limitação na quantidade de dados

disponíveis, como o caso em que a produtividade se refere a apenas uma firma em dois períodos de tempo. Para uma amostra de dados com muitas firmas para dois períodos, pode-se calcular as funções distâncias diretamente e relaxar o pressuposto de que as firmas são tecnicamente eficientes. A razão das funções distância não mede mais apenas a mudança tecnológica, mas também a mudança de eficiência técnica.

O índice de Malmquist é calculado a partir das estimações da fronteira estocástica de produção. O índice proposto por Caves, Christensen e Diewert (1982a, 1982b) para a mensuração da PTF, é definido a partir das funções distâncias de insumo e produto. O índice mede a mudança da PTF entre dois períodos de tempo, a partir do cálculo da razão das distâncias.

Segundo Coelli *et al.* (2005), as funções distância podem ser orientadas pelo produto ou pelo insumo. Na orientação pelo produto, a medida de produtividade assume qual é o nível máximo de produto que pode ser obtido, para certa tecnologia de produção e para dado vetor de insumo. O índice de Malmquist da PTF, produto orientado, no período s é dado por:

$$m_0^s(q_s, q_t, x_s, x_t) = \frac{d_0^s(q_t, x_t)}{d_0^s(q_s, x_s)} \quad (15)$$

em que $d_0^s(q_t, x_t)$ representa a distância da observação do período t com a tecnologia do período s .

Se o valor do índice m_0 for maior que um, houve crescimento da PTF entre os períodos s e t . Por outro lado, valores menores que um indicam um decréscimo na PTF entre os dois períodos. Se a firma apresentar eficiência técnica nos dois períodos a função distância é igual a um, $d_0^s(q_s, x_s) = 1$ e, portanto:

$$m_0^s(q_s, q_t, x_s, x_t) = d_0^s(q_t, x_t) \quad (16)$$

O índice de produtividade de Malmquist passa a ser apenas a função distância do produto em relação à tecnologia no período s . Da mesma forma, para a tecnologia do período t o índice é:

$$m_0^t(q_s, q_t, x_s, x_t) = \frac{d_0^t(q_t, x_t)}{d_0^t(q_s, x_s)} \quad (17)$$

sendo que, $d_0^t(q_s, x_s) = 1$, se a firma for eficiente no período t .

Segundo Coelli et al. (2005), o índice de Malmquist é definido a partir da média geométrica destes dois índices para cada período de tempo. Segundo Caves, Christensen e Diewert (1982b) o índice pode ser escrito da seguinte forma:

$$m_0(q_s, q_t, x_s, x_t) = [m_0^s(q_s, q_t, x_s, x_t) \cdot m_0^t(q_s, q_t, x_s, x_t)]^{0,5} \\ = \left[\frac{d_0^s(q_t, x_t)}{d_0^s(q_s, x_s)} \times \frac{d_0^t(q_t, x_t)}{d_0^t(q_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (18)$$

Desta forma, é necessário o cálculo das quatro funções distâncias das equações (15) e (17) para obter o índice de PTF de Malmquist. E, apenas duas funções, caso a firma seja eficiente em ambos os períodos. Este cálculo é obtido, a partir da utilização das estimações de métodos de fronteira, para dados de *cross section* e, para os períodos s e t , o que permite conhecer a forma funcional da fronteira e a tecnologia subjacente por meio dos parâmetros estimados.

Se a firma apresentar eficiência técnica nos períodos s e t , o cálculo do índice se torna mais simples, caso contrário, o aumento de produtividade pode ser decomposto em eficiência técnica e mudança tecnológica. Assim, a equação (18) pode ser reescrita como:

$$m_0(q_s, q_t, x_s, x_t) = \frac{d_0^t(q_t, x_t)}{d_0^s(q_s, x_s)} \left[\frac{d_0^s(q_t, x_t)}{d_0^t(q_t, x_t)} \times \frac{d_0^s(q_s, x_s)}{d_0^t(q_s, x_s)} \right]^{0,5} \quad (19)$$

O primeiro termo da equação é a medida da mudança tecnológica entre s e t e, o segundo, entre colchetes é a medida de eficiência técnica, dada pela razão da eficiência técnica no período t e a eficiência técnica no período s . Assim, o índice de Malmquist pode ser decomposto nestes dois componentes:

$$\text{Mudança da eficiência técnica} = \frac{d_0^t(q_t, x_t)}{d_0^s(q_s, x_s)} \quad (20)$$

$$\text{Mudança tecnológica} = \left[\frac{d_0^s(q_t, x_t)}{d_0^t(q_t, x_t)} \times \frac{d_0^s(q_s, x_s)}{d_0^t(q_s, x_s)} \right]^{0,5} \quad (21)$$

Esta decomposição é ilustrada na Figura 6. São observadas duas fronteiras de produção de um produto e um insumo, para os períodos s e t e, neste caso, com a pressuposição da tecnologia com retornos constantes à escala.

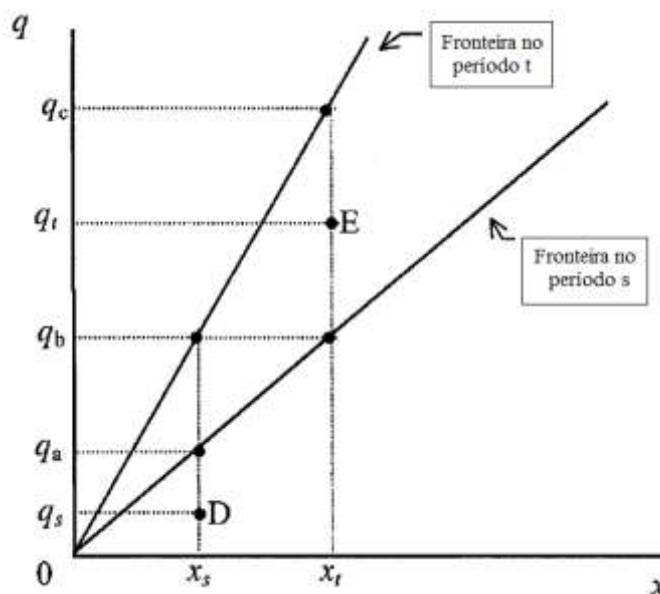


Figura 6 – Índice de Produtividade de Malmquist
Fonte: Coelli *et al.* (2005)

Os pontos D e E são pontos de produção referentes ao período s e t , respectivamente. Ambos pontos apresentam ineficiência técnica, uma vez que estão abaixo da fronteira. Como os retornos são constantes à escala em s e t , a produtividade tem apenas dois componentes: a eficiência técnica e a mudança tecnológica.

A partir da estimação da fronteira estocástica, o índice de mudança de eficiência para cada firma entre os períodos s e t , é dado pela razão das medidas de eficiência técnica preditas da estimação da fronteira de produção, conforme as equações (11) e (20), por:

$$\text{Mudança de eficiência} = \frac{TE_{it}}{TE_{is}} \quad (22)$$

em que $TE_{it} = d_0^t(y_{it}, x_{it})$ e $TE_{is} = d_0^s(y_{is}, x_{is})$.

Já o índice de mudança tecnológica é calculado a partir dos parâmetros da fronteira para cada firma entre os períodos s e t . A partir da derivada parcial da estimação em relação ao tempo e dos dados observados da i -ésima firma para os períodos s e t , o índice de mudança tecnológica é calculado como a média das derivadas parciais entre os dois períodos de tempo. Como a fronteira de produção é do

tipo *translog*, o índice é o exponencial da média aritmética dos logaritmos das derivadas.

$$\text{Mudança tecnológica} = \exp \left\{ \frac{1}{2} \left[\frac{\partial \ln y_{is}}{\partial s} \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial t} \right] \right\} \quad (23)$$

O índice de Malmquist é obtido pela multiplicação destes dois índices das equações (22) e (23), como na equação (19).

Coelli et al. (2005) afirma que a medida da mudança tecnológica envolve cálculos de derivadas o qual parece contradizer a explicação cujos índices são obtidos por meio das funções distância. Porém, como o tempo representa a mudança tecnológica na *translog*, a média geométrica das razões das distâncias na equação (19) equivale à média geométrica das medidas das derivadas.

Se houver economias de escala, a medida da PTF pode ser viesada uma vez que a mudança da PTF não as captaria. Coelli et al. (2005) sugerem impor à tecnologia de produção a pressuposição de retornos constantes como proposto por Nishimizu e Page (1982), ou inserir o componente de mudança à escala ao cálculo da PTF, como em Orea (2002).

A produtividade também pode crescer se as firmas explorarem economias de escopo por meio da variação dos insumos e dos produtos. Esta outra fonte de crescimento da produtividade é denominada de eficiência alocativa e pode ocorrer no processo produtivo, exceto, quando a firma produz apenas um único produto por meio de um único insumo. Neste caso, se a tecnologia exhibe retornos constantes à escala, o efeito da eficiência alocativa é igual a um (COELLI, et al.; 2005).

Assim, sob retornos constantes, as únicas duas fontes de crescimento da PTF é a eficiência técnica e a mudança tecnológica. E, a decomposição obtida pelo índice de Malmquist com apenas estas duas fontes de crescimento se mantém válida em função da estratégia de mensuração da mudança de produtividade pela acumulação da mudança através de todas as fontes de crescimento da mesma (COELLI et al.; 2005).

Se esta é calculada por um número índice por *cross section*, para a firma ao longo do tempo ou entre as firmas ao longo do tempo, são necessários alguns resultados consistentes. A PTF entre o período t e t+2 é diferente da PTF entre t e t+1 e entre t+1 e t+2 e, esta inconsistência ocorre em função da natureza da tecnologia subjacente. O

primeiro componente, eficiência técnica, é transitivo enquanto a mudança tecnológica só é transitivo se a mudança tecnológica ao longo do tempo for neutra. Sob mudança tecnológica não neutra, o índice de produtividade orientado pelo insumo ou pelo produto depende da tecnologia na qual várias funções distâncias são derivadas (COELLI, *et al.*; 2005).

Segundo Coelli *et al.* (2005), nas abordagens que calculam a mudança de produtividade, são construídos o índice de mudança de produtividade e depois, interpreta-se de acordo com os componentes. Para os autores, uma abordagem alternativa de medida de produtividade é a construção do índice a partir das fontes de crescimento de produtividade, proposta por Balk (2001).

A mensuração da PTF proposta por Balk (2001) calcula a mudança técnica, a eficiência técnica, a mudança de eficiência e o efeito misto de produto (ou de insumo), denominada pela literatura como eficiência alocativa. A mudança técnica resulta da mudança da tecnologia de produção, a eficiência técnica é oriunda da maior eficiência da firma em usar a tecnologia disponível, ambas fontes de crescimento mensuradas da mesma forma que o índice de Malmquist e com o mesmo significado. As duas novas fontes de crescimento que o autor propõe são a mudança de eficiência de escala que mede as melhorias de produtividade pela mudança na escala de produção e o movimento em direção à escala ótima de tecnologia, e a eficiência alocativa que mede o efeito das mudanças na composição de vetores de insumo e produto entre os períodos s e t (COELLI *et al.*, 2005).

As equações para a eficiência à escala são definidas por:

$$SE_0^t(x, q) = \frac{TE_t^*(x, q)}{TE_t(x, q)} = \frac{d_0^{*t}(x, q)}{d_0^t(x, q)} \quad (24)$$

em que TE^* é a medida de eficiência técnica medida em relação à tecnologia de retornos constantes de t .

A partir da equação 24, define-se a mudança de escala de eficiência como a razão da medida de escala de eficiência medida em relação ao vetor q para os vetores x_s e x_t :

$$SEC_0^t(x_s, x_t, q) = \frac{SE_0^t(x_t, q)}{SE_0^t(x_s, q)} \quad (25)$$

Se o valor de SEC for maior que um, pode-se concluir que o vetor de insumo x_t está mais próximo da escala de eficiência ótima do que o vetor de insumo x_s no período

s. Como a medida é baseada no período t, se em t os retornos forem constantes à escala, a mudança de eficiência à escala será igual a um. O cálculo é feito, a partir, da média geométrica uma vez que a escolha entre o vetor q_t ou q_s e entre a tecnologia do período t e s dão resultados diferentes.

$$SEC_0^{s,t}(x_s, x_t, q_s, q_t) = [SEC_0^s(x_s, x_t, q_s) \times SEC_0^t(x_s, x_t, q_t)]^{0.5} \quad (26)$$

Segundo Coelli et al. (2005) esta medida da equação 26 é consistente com a medida de eficiência à escala, de mudança técnica e mudança da eficiência técnica.

Em relação ao efeito de variação do produto (*output mix effect* – OME), esta mede o efeito da composição do vetor produto na escala de eficiência. Como a equação 28 é definida a partir de q_s e q_t , a eficiência de escala não mensura o efeito da mudança destes dois vetores. Assim, a partir da tecnologia selecionada no período t e um específico vetor de insumos x, define-se:

$$OME^t(x, q_s, q_t) = \frac{SE_0^t(x, q_t)}{SE_0^t(x, q_s)} \quad (27)$$

Esta razão mede o efeito de mudança de escala de eficiência na direção de q_s para q_t . Porém, esta variação na eficiência de produtos depende da escolha da tecnologia entre período s e t e do vetor de insumos. Assim, a definição da média geométrica é dada por:

$$\begin{aligned} OME^{s,t}(x_s, x_t, q_s, q_t) &= [OME^s(x_s, q_s, q_t) \times OME^t(x_t, q_s, q_t)]^{0.5} \\ &= \left[\frac{SE_0^s(x_s, q_t)}{SE_0^s(x_s, q_s)} \times \frac{SE_0^t(x_t, q_t)}{SE_0^t(x_t, q_s)} \right]^{0.5} \end{aligned} \quad (28)$$

No caso de apenas um produto, a variação de produtos se mantém a mesma entre o período s e t e, conseqüentemente o efeito de variação do produto é igual a um.

A medida de produtividade a partir das quatro fontes de crescimento entre o período s e t e em relação aos dados (x_s, x_t, q_s, q_t) é:

Mudança PTF= mudança técnica × mudança de eficiência técnica ×
× mudança na escala de eficiência × efeito de variação do produto

Esta medida dada por Balk (2001) pode ser reescrita como:

$$TFPC^{s,t}(x_t, x_s, q_s, q_t) = \left[\frac{d_0^{*s}(x_t, q_t)}{d_0^{*s}(x_s, q_s)} \times \frac{d_0^{*t}(x_t, q_t)}{d_0^{*t}(x_s, q_s)} \right]^{0.5} \quad (29)$$

em que d^* indica que as distâncias são medidas a partir da distância entre a tecnologia do período e a tecnologia de retornos constantes à escala.

A equação 29, segundo Coelli *et al.* (2005) é similar ao índice de Malmquist da equação 18, definidos em relação às tecnologias de s e de t . Mas por outro lado, o índice proposto por Balk (2001) é obtido com a tecnologia de retornos constantes à escala em s e t , além de considerar quatro fontes de crescimento da PTF, enquanto o Malmquist utiliza apenas duas fontes de crescimento.

Assim, os autores definem algumas diferenças entre estas duas abordagens. Em relação a medida de Fare *et al.* (1994), esta coincide com a proposta por Balk (2001), mas não foi medida pela mudança técnica observada mas, sim, pela tecnologia de retornos constantes que compreende a tecnologia atual.

Segundo Coelli *et al.* (2005), o tipo de abordagem escolhida para o cálculo da PTF depende do propósito da mensuração do nível e da mudança de produtividade. A abordagem Hicks-Moorsteen é indicada quando não tem o interesse na identificação das fontes de crescimento da produtividade. Se os retornos forem constantes à escala o índice de Malmquist pode ser aplicado assim como o número índice que tem estimativas próximas. Se a tecnologia for de retornos variáveis, os autores recomendam a decomposição de Balk (2001).

Em relação à disponibilidade dos dados, o cálculo das eficiências e das medidas de crescimento da produtividade para o índice de Malmquist requer dados ao nível de firma e variante no tempo. E, de acordo com Coelli *et al.* (2005), há a necessidade de quantidade significativa de dados de firmas ao longo do tempo suficientes para a descrição da tecnologia subjacente, de forma mais realística. Caso os dados disponíveis sejam de apenas uma firma ao longo do tempo, os autores afirmam que a tecnologia de retornos constantes não é viável e recomendam a utilização da abordagem Hicks-Moorsteen ou de número índice. Estas abordagens também são recomendadas na ausência de preços, uma vez que a eficiência à escala não pode ser calculada.

Os autores citam também que a pressuposição de eficiência à escala em alguns casos não é relevante. Como, por exemplo, nas comparações de produtividade entre os países a pressuposição de retornos constantes à escala se torna válida uma vez que variáveis de insumo de cada país em relação à população, tamanho da terra, recursos naturais são dados, o tamanho dos países não é, então, uma variável de decisão. O uso

do índice de Malmquist pode ser utilizado e as estimativas coincidem com a proposta por Balk (2001).

5.4 Índices de Preços de Laspeyres

Segundo Coelli *et al.* (2005), números índices são definidos como um número real que mensura mudanças nas variáveis, a partir de um período de referência, denominado de período base. Eles podem medir as mudanças de preços e quantidades ao longo do tempo ou entre firmas ou regiões, por meio de números índices de preço ou de quantidade.

Para mensurar os preços agrícolas da agropecuária brasileira optou-se pelo cálculo do índice de preços de Laspeyres uma vez que as informações sobre as quantidades de todos os produtos agrícolas produzidos por cada estado são disponibilizadas no Censo Agropecuário assim, como as informações dos preços que foram obtidas a partir das informações sobre o valor de cada um dos produtos agrícolas. Além disso, por ser um índice bastante utilizado, assim como o índice de Paasche, optou-se pelo índice de Laspeyres por utilizar o ano base como ponderação enquanto o índice de Paasche utiliza a ponderação do ano corrente como ano base.

O índice de preço de Laspeyres é a razão entre o valor agregado do período corrente t e o período base s , ponderado pela quantidade do período base. Assim o índice é dado por:

$$\text{Índice de Laspeyres} = P_{st}^L = \frac{\sum_{i=1}^N p_{it} q_{is}}{\sum_{i=1}^N p_{is} q_{is}} = \sum_{i=1}^N \frac{p_{it}}{p_{is}} \times \omega_{is} \quad (30)$$

em que $\omega_{is} = p_{is} q_{is} / \sum_{i=1}^N p_{is} q_{is}$ é a parcela do valor da i -ésima commodity no período base s .

O cálculo do índice foi aplicado para cada um dos estados brasileiros entre os períodos de tempo s e t . Ou seja, o índice compara os pares de ano de censo de 1970,

1975, 1980, 1985, 1995 e 2006, ponderados pela quantidade fixa dos produtos q_{is} de 1970.

A cesta de produtos compreende os produtos da pecuária, da lavoura e da extração vegetal. A participação do valor ω_{is} reflete a importância relativa de cada *commodity* na cesta de produtos analisada para cada estado. Esta participação no valor, bem como a cesta de produtos é variável entre os estados e entre os anos uma vez que a produção se modificou ao longo do tempo e os produtos agropecuários produzidos são distintos entre os estados.

Dada a disponibilidade dos dados, a escolha entre os índices de preços foi entre os índices de preços de Laspeyres, Paasche e Fisher, dada a disponibilidade dos dados de quantidade e preços. Os dois índices coincidem se os preços relativos não apresentarem variação $p_{it}/p_{is} = c$, ou seja, serão iguais a constante c e serão significativamente distintos se os preços relativos apresentarem maior variação.

5.5 Vetor Autoregressivo em painel – Panel VAR

A análise aplicada nesta seção combina a estimação do Vetor Autoregressivo – VAR de séries temporais com a estimação de dados em painel.

A estimação do Vetor Autoregressivo – VAR foi proposta por Sims (1980) na qual cada variável é explicada por seus próprios valores defasados, além de valores atuais e passados das demais variáveis. Segundo Abrigo e Love (2015), todas as variáveis são consideradas como endógenas, identificando as restrições baseadas na teoria ou, a partir de procedimentos estatísticos que podem ser impostos para separar o impacto de choques exógenos no sistema. Assim, a vantagem da estimação do VAR é a possibilidade de contornar possíveis problemas de simultaneidade oriunda das relações entre as variáveis a partir da teoria econômica.

Segundo Stock e Watson (2001), o VAR pode ser estimado na forma reduzida e na forma estrutural. Na forma reduzida, cada variável é função de seus próprios valores passados, dos valores passados das demais variáveis e do termo de erro não correlacionado. Se as variáveis são correlacionadas com as demais, o termo de erro na forma reduzida também será correlacionado entre as equações de cada variável. Um VAR na forma estrutural utiliza a teoria econômica para estabelecer as relações

contemporâneas entre as variáveis. Além disso, este requer identificação de suposições que permitem que as correlações sejam interpretadas como causalidade.

Assim, ao estimar o VAR em painel, permite-se também estimar, além das características do VAR tradicional, a heterogeneidade não observável cujo painel permite captar na estimação. O modelo Vetorial Autoregressivo com dados em painel - PVAR foi introduzido por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e, recentemente, estendido por Love e Zicchino (2006), sendo esta a abordagem utilizada no presente estudo. Segundo Love e Zicchino (2006), a metodologia combina a tradicional abordagem do VAR que, considera como endógenas todas as variáveis do sistema, com a abordagem de painel de dados que, permite a heterogeneidade individual não observável dos estados brasileiros. Esta abordagem também foi utilizada por Mora e Logan (2012) e Head, Lloyd-Ellis e Sun (2014) nos mercados financeiros e imobiliários, respectivamente.

O painel de dados é do tipo tradicional, segundo Binder, Hsiao e Pesaran (2003), com o corte transversal grande e a dimensão de tempo pequena. Os autores consideram a dimensão do tempo pequena quando a série de tempo é menor que dez, introduzido inicialmente por Holts-Eakin, Newey e Rosen (1988).

O modelo VAR a ser estimado segue a seguinte forma:

$$Z_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{it-1} + f_i + d_t + e_{it} \quad (31)$$

em que Z_{it} é o vetor do logaritmo de preços agrícolas, do logaritmo da PTF, do logaritmo da renda domiciliar *per capita*, do logaritmo do crédito rural e o logaritmo do salário rural; f_i , o efeito fixo que captura todos os fatores invariantes no tempo não observáveis a nível estadual; d_t , o efeito do tempo que captura choques econômicos sobre todos os estados e, e_{it} , um vetor de erro idiossincrático.

Segundo Binder, Hsiao e Pesaran (2005), a estimação do VAR em painel tem sido usualmente realizada, a partir da estimação do método generalizado dos momentos (*Generalized Method of Moments* – GMM) ou, mais recentemente, pelo GMM estendido proposto por Arellano e Bover (1995). Os estimadores padrão do GMM são baseados na condição de ortogonalidade que interagem os valores defasados das variáveis endógenas com os erros do modelo e foram propostos por Arellano e Bond

(1991). Enquanto os estimadores de GMM estendidos são consistentes por serem obtidos por meio da utilização de condições de momentos adicionais, com base na ortogonalidade, a partir das restrições de ortogonalidade e das condições de inicialização das condições de momentos implícitos.

A introdução dos modelos estendidos do GMM nas estimações do VAR em painel, segundo Binder, Hsiao e Pesaran (2005), tem dois principais motivos. Primeiro, os estimadores de GMM padrão são baseados nas condições de momentos válidas, mas são ineficientes assintoticamente e sujeitos ao problema dos instrumentos fracos se uma ou mais raízes das equações características do modelo são próximas de um. Segundo, os estimadores de GMM padrão não se aplicam na presença de raiz unitária, o que é provado pelos autores.

Por outro lado, os estimadores GMM estendidos são consistentes mesmo se as propriedades de raiz unitária do modelo não são conhecidas a priori (BINDER; HSIAO; PESARAN, 2005). Mora e Logan (2012) corroboram que a suposição de raízes unitárias não é crítica. Desta forma, a vantagem em se utilizar o GMM estendido é que a própria estimação pode ser obtida sem a necessidade prévia de testes de raízes unitárias em cada uma das séries ou nas séries em conjunto, já que permite obter estimativas consistentes.

Além disso, o modelo tem a pressuposição de efeitos fixos individuais, mas com as variáveis defasadas do lado direito do VAR, os coeficientes se tornam enviesados se o procedimento padrão de diferenciação da média for aplicado para eliminar os efeitos fixos como é realizado pelo GMM padrão (MORA; LOGAN, 2012). Um destes modelos estendidos foi proposto por Arellano e Bover (1995), o qual, segundo ressalta Hotz-Eakin, Newey e Rosen (1988), permite que os regressores defasados não transformados sejam utilizados como instrumentos na estimação proposta por Arellano e Bover (1995) no VAR em painel.

Nesta estimação, as variáveis são diferenciadas pelas médias seguintes e os coeficientes são estimados pelo GMM. Segundo Head, Lloyd-Ellis e Sun (2011), o sistema do estimador GMM proposto por Arellano e Bover (1995) é assintoticamente consistente com o número significativo de *cross sections* do painel e evita os problemas associados aos parâmetros com estimadores de efeito fixo.

O método de estimação utilizado neste trabalho e por Love e Zicchino (2006) é o de Arellano e Bover (1995). As variáveis são utilizadas na forma logarítmica, assim, a função impulso resposta pode ser interpretado como elasticidade de resposta constante.

O choque é derivado de uma decomposição de Choleski para ortogonalizar os choques, e mostra uma resposta dinâmica de uma variável em relação a outra (MORA; LOGAN, 2012).

Na decomposição dos resíduos de Choleski, impõe-se que alguns dos coeficientes do modelo VAR (em série temporal ou em painel) sejam iguais a zero, definidos arbitrariamente, a partir, da teoria econômica. Foi proposto por Sims (1980) e pode ser generalizada para um vetor de n variáveis endógenas. Como a decomposição é triangular, a porção superior da diagonal tem valores iguais a zero, devido às restrições requeridas (BUENO, 2008).

Para o critério de seleção do número de defasagem foi utilizado o critério de seleção MAIC cujo menor valor é preferível.

Como o tipo do VAR é na forma reduzida, Love e Zicchino (2006) afirmam que não é necessário fazer fortes pressuposições nas relações entre as variáveis. A inter-relação dinâmica usando o VAR painel analisa o efeito do progresso tecnológico no comportamento dos preços agrícolas, contabilizando os efeitos heterogêneos individuais dos estados. Choques positivos na PTF, deverão reduzir os preços agrícolas.

A ordenação das variáveis indica que a primeira variável afeta as demais contemporaneamente e com uma defasagem. E a última, afeta a primeira apenas com uma defasagem. Se mudar a ordenação a resposta de uma variável ao choque de outra pode ser diferente, mas é qualitativamente semelhante (MORA; LOGAN, 2012). Ou seja, a ordenação segue em ordem decrescente de exogeneidade, o que sugere que as variáveis mais exógenas são inseridas primeiramente no VAR em painel e afetam um maior número de variáveis, seguidas pelas variáveis mais endógenas que são as variáveis que apresentam maior impacto contemporâneo de um número maior de variáveis.

As variáveis foram ordenadas como: PTF, preços agrícolas, renda domiciliar *per capita*, crédito e salários. Ou seja, a escolha da ordenação levou em consideração que a PTF é mais susceptível de afetar as demais variáveis e, desta forma, foi inserida primeiro. Conseqüentemente, é seguida pela variável preços agrícolas, renda domiciliar *per capita*, crédito e salários. Assim, a ordenação do VAR considera as variáveis exógenas primeiro, seguidas pelas mais endógenas.

Assim, de acordo com a teoria econômica, PTF afeta os preços agrícolas, salários, renda domiciliar *per capita* e crédito porque afeta diretamente as variáveis do lado da oferta que são salários e crédito uma vez que o estabelecimento mais produtivo

tem aumentos de produção e, conseqüentemente, deverá aumentar a produção no período seguinte. Além disso, ao afetar os preços agrícolas, há um efeito de aumento de renda e, portanto, afeta também a renda domiciliar *per capita* e os salários pagos. Já os preços agrícolas afetam as variáveis de renda salários e renda domiciliar *per capita* por reduzir os preços e afetar a demanda a partir das variáveis de renda. Crédito afeta apenas a PTF por permitir o financiamento rural e os salários afetam apenas a PTF e a renda domiciliar *per capita*, já que é uma variável de custo do produtor, mas também, de renda da população rural. Enquanto a renda domiciliar *per capita* afeta apenas os preços agrícolas e não parece haver qualquer outra variável que a renda domiciliar *per capita* que é tanto agrícola quanto rural poderia afetar, de acordo com a teoria, dentre as variáveis da análise.

A estimação do VAR em painel tem a mesma vantagem que a estimação do VAR padrão por permitir a análise da causalidade no sentido de Granger e a função de impulso resposta. A causalidade no sentido de Granger analisa se os valores defasados de uma variável ajuda a prever outra variável. Se uma variável y não ajudar na previsão de outra variável z , a interpretação do teste diz que a variável y não causa no sentido de Granger a variável z . Segundo Bueno (2008), este teste é um teste F convencional, cuja hipótese nula é de que a variável não causa a outra no sentido de Granger. Além disso, o teste de causalidade de Granger inclui valores correntes e passados da variável sobre a outra variável.

Já a função de impulso resposta analisa a resposta dos valores presentes e futuros de cada uma das variáveis dado aumento de uma unidade no valor de um dos erros do VAR, assumindo que esse erro retorna a zero em períodos posteriores e que todos os demais erros são iguais a zero (LOVE; ZICHINO, 2006). Assim, ao analisar o efeito do choque em uma variável, é possível identificar se há um efeito sobre as demais variáveis separadamente, além da duração desse choque sobre cada variável.

A escolha da aplicação do painel VAR ao problema de pesquisa se deve ao fato de que o painel permite, conforme mencionado, a presença da heterogeneidade dos estados, uma vez que o comportamento das variáveis como a taxa de crescimento da PTF e os preços recebidos pelos produtores são distintos entre os estados. Além disso, a estimação do VAR em painel permite a estimação da função impulso resposta de cada variável dados choques em cada uma das demais variáveis. Desta forma, sem pressupor o efeito isolado da PTF sobre os preços agrícolas, já que a pressuposição de tudo o mais constante é pouco irrealista, o efeito desta variável sobre os preços também permite

considerar o efeito das demais variáveis que também podem ter impactado o comportamento dos preços agrícolas no período analisado.

5.6 Fonte e tratamento de dados

Os dados consistem em um painel balanceado por estados e que permite avaliar o desempenho de cada estado em termos mudanças de eficiência técnica e tecnológica na agropecuária, ao longo das últimas décadas. A base de dados utilizada para a estimação da Fronteira Estocástica foram os Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/96 e 2006 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Foi utilizado a análise em painel com 6 anos e 25 *cross sections* estaduais.

Foram considerados apenas vinte e cinco estados para evitar *missing values* na estimação uma vez que os estados de Mato Grosso do Sul e Tocantins só passaram a ter informações nos Censos Agropecuários a partir de 1975 e 1985, respectivamente, períodos em que foram desmembrados dos estados de Mato Grosso e Goiás e se tornaram um novo estado.

Para a variável produto, foi utilizado o valor da produção da produção animal, vegetal e da extração vegetal para todos os produtos de cada estado. Na produção animal, foram considerados o valor da produção de animais de grande, médio e pequeno porte, aves e pequenos animais. Na produção vegetal, foram consideradas as lavouras temporárias e permanentes, a horticultura e a floricultura. E, a produção da silvicultura e da extração vegetal para todas as culturas disponibilizadas do Censo. Apenas as informações da agroindústria não foram utilizadas no presente estudo.

A variável valor da produção foi utilizada para agregar as informações dos diversos produtos, uma vez que os produtos são disponibilizados em termos de mil frutos, ou de cabeças de animais, ou em toneladas. Assim, os múltiplos produtos ao serem agregados em valor de produção, simplificam a estimação da tecnologia de produção pelo método de fronteira estocástica na estimação convencional de um único produto, conforme comentado em Coelli et al. (2005). Estes produtos se referem à agropecuária e à silvicultura.

O valor da produção foi deflacionado pelo Índice Geral de Preços de Disponibilidade Interna – IGP-DI, a preços de R\$ de 2014, calculado pela Fundação Getúlio Vargas – FGV e disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

– IPEA. Este índice foi utilizado para todos os deflacionamentos da pesquisa e é calculado como uma média do Índices de Preços no Atacado – IPA, do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) para famílias de um a trinta e três salários mínimos e do Índice Nacional da Construção Civil – INCC. A ponderação é de 60% para o IPA, 30% para o IPC e de 10% para o INCC. A escolha por índice se deve pelo maior peso na ponderação dos preços atacados, para evitar possíveis influências dos custos de logística nos preços até o varejo e por ter a segunda maior ponderação aos preços do consumidor. Dentre as limitações deste índice está o fato de não considerar as variações dos preços dos produtos exportados e, sim, apenas os preços dentro do território nacional.

Os insumos utilizados na estimação da função de produção estocástica foram os insumos de terra, capital e trabalho. Para a variável terra, foi utilizada a quantidade total de terra, em hectares de cada estado, destinada à área plantada com lavouras temporárias e permanentes, área com forrageiras para corte, área para o cultivo de flores e a área destinada às pastagens naturais, plantadas e degradadas. Para o insumo trabalho, foi utilizada a quantidade total de mão-de-obra empregada na agropecuária, considerando o número de empregados permanentes, temporários, parceiros e trabalhadores de outras condições, além do número de responsáveis e membros não remunerados da família.

A variável capital utilizada se refere ao valor dos bens, separados por bens imóveis e outros bens. Nos bens imóveis foram considerados o total de prédios e benfeitorias, os prédios residenciais e para fins sociais e as instalações e outras benfeitorias. Apenas a variável terras foi excluída dos bens imóveis. Na categoria outros bens, foram consideradas as culturas permanentes e as matas plantadas, os animais de criação e de trabalho, o total de veículos, tratores, máquinas, implementos, instrumentos, veículos e outros meios de transporte. O valor total dos bens também foi deflacionado pelo IGP-DI, a preços de 2014.

A variável capital é um dos pontos que tem sido bastante debatidos na literatura em termos de erros de mensuração e omissão de variável. A recomendação é a de que seja utilizada o valor dos serviços do capital, assim como as horas trabalhadas para a variável mão-de-obra, que são consideradas as melhores *proxys* para as variáveis, conforme Coelli et al. (2005) e Morandi e Reis (2004). Porém, dada a dificuldade da obtenção destas informações, autores como Barros (1999) e Bragagnolo, Spolador e Barros (2010), utilizaram a quantidade de tratores, depreciados por uma taxa de depreciação de 7%, escolhida com base nas informações disponíveis a respeito da vida

útil do capital e da disponibilidade da quantidade de tratores nos estabelecimentos agropecuários comparada às vendas dos tratores no mesmo período. Como a pressuposição da taxa de depreciação é um valor que pode não considerar o real valor do estoque de capital com base apenas nos tratores, optou-se por não a utilizar. E sim, considerar as demais variáveis cujas informações foram disponibilizadas no Censo Agropecuário para se ter uma melhor e mais completa estimativa do valor do capital existentes nos estabelecimentos.

A informação para esta variável não foi coletada para o censo de 1995/1996 e, para evitar os *missing values* para este ano adotou-se o procedimento recomendado por Honaker, King e Blackwell (2014)⁴. Foram consideradas na estimação as variáveis de investimento em capital e os insumos terra, trabalho e o valor da produção, citados anteriormente. Os procedimentos recomendados pelos autores foram realizados para garantir que as estimativas estivessem próxima do valor “real” dadas as demais variáveis. Além disso, como há *missing values* apenas em 1995 e para uma das variáveis, as estimativas seguiram a tendência dos valores vizinhos da própria série que, segundo os autores quanto mais pontos vizinhos, melhor a estimação dos dados. Posteriormente, a variável foi deflacionada também pelo IGP-DI a preços de 2014.

Para o cálculo do índice de preços agrícolas, utilizou-se as informações de valor da produção e quantidade para todos os produtos produzidos em cada um dos vinte e cinco estados para cada ano de censo.

Para a aplicação do vetor autoregressivo com dados em painel, foram utilizadas cinco variáveis. Além das duas variáveis construídas pelas metodologias citadas que são a PTF e o índice de preços agrícolas, também foram consideradas as variáveis salários rurais, crédito agrícola e renda domiciliar *per capita* média. As informações de salários pagos para cada ano, foram obtidas do Censo Agropecuário. A escolha desta variável ocorre uma vez que, muitas famílias da zona rural se alimentam com a produção própria e aqueles que recebem salários, boa parte é dispendida com alimentos. Assim, esta variável é uma *proxy* de demanda, especificamente, para a renda da área rural.

Para a variável de crédito agrícola, foram considerados todos os tipos de financiamentos obtidos para cada ano de censo, considerando financiamento de bancos comerciais, de amigos e parentes, de ONG's, de entidades do governo e de

⁴ “Amelia II *package*” é um programa para *missing* dados que permite imputar dados faltantes à uma série de dados, a partir da série de tempo da própria variável ou de demais variáveis em conjunto. O algoritmo do pacote estima os *missing* dados a partir de *bootstrapping* e, inclui diagnósticos de ajustamento da série após a estimação.

cooperativas. Esta variável é uma *proxy* de oferta e captura todos os tipos de financiamento do produtor.

E, a variável de renda utilizada para computar a demanda dos domicílios na estimação do painel-VAR foi a renda domiciliar *per capita* média, calculada pelo IBGE na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, obtida do IPEADATA (2015). A escolha desta variável se refere à renda domiciliar *per capita* e, inclui as regiões urbanas e rurais. Desta forma, abrange não só a população rural, mas a população de maneira geral e representa a demanda por produtos agrícolas interna. Cabe ressaltar, que as zonas rurais dos estados da região norte não eram coletadas, sendo assim, apenas para o ano de 2006 em que há dados, também, para a zona rural destes estados. Além disso, também foi aplicado o mesmo procedimento de tratamento de *missing values* para o ano de 1970 desta variável.

Tanto a variável renda domiciliar per capita média quanto os salários pagos e o crédito rural foram deflacionados, também, pelo IGP-DI, a preços de R\$ de 2014.

Também foi utilizada a variável índice de Gini de concentração da terra para verificar o efeito sobre a redução da ineficiência em um dos modelos estimados. Os valores foram obtidos em Souza e Lima (2003) para os anos de 1970 a 1980. E, nos Censos Agropecuários para os anos de 1985 a 2006. Esta estimação é reportada nos anexos.

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A base de dados utilizada para a estimação da fronteira estocástica de produção compreendeu os 25 estados brasileiros existentes em 1970, ano do primeiro Censo Agropecuário. Os dados dos estados de Mato Grosso do Sul e Tocantins foram incorporados aos de Mato Grosso e Goiás, respectivamente. Este procedimento foi adotado para possibilitar a formação de um painel balanceado uma vez que estes dois estados não existiam em 1970. As séries de tempo se referem aos anos do Censo Agropecuário de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/1996 e 2006, disponibilizados pelo IBGE. O painel balanceado é composto por 150 observações, referentes aos vinte e cinco estados e o tempo de seis anos de dados quinquenais, na maior parte do tempo, cujo período abrange 36 anos.

Com este número de observações, a estimação da fronteira estocástica de produção analisou o comportamento dos estados, ao longo de trinta e seis anos, entre 1970 e 2006. Conforme argumentado por Coelli et al. (2005), a vantagem da estimação da fronteira em dados em painel é o maior número de observações do que uma estimação por dados em corte seccional e a obtenção de estimativas dos parâmetros e das eficiências técnicas mais eficientes, além de permitir a análise do progresso técnico ao longo do tempo.

As estatísticas descritivas das variáveis em logaritmo utilizadas na estimação da Fronteira Estocástica de produção são apresentadas na Tabela 5.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas das variáveis em logaritmo da fronteira de produção estocástica

Variável	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Valor da produção	150	21.94	1.59	18.16	24.65
Terra	150	15.07	1.49	11.50	17.75
Trabalho	150	12.93	1.47	8.89	14.98
Capital	150	23.06	1.65	19.00	26.06

Fonte: Elaboração própria

A análise inicial dos dados permite analisar um panorama inicial do comportamento dos estados, em termos de utilização de terra, capital e trabalho e maiores valores do valor da produção. Com estes dados, foram realizados os testes para a estimação da Fronteira de produção, a partir da escolha da forma funcional, da verificação da existência do termo de ineficiência técnica e da variabilidade da eficiência no tempo.

Para a escolha da forma funcional da função de produção, foi aplicado o teste da razão de verossimilhança (LR teste), conforme equação (12), às estimações da função de produção do tipo *translog* completa, *translog* sem progresso técnico, Cobb Douglas com e sem progresso. O teste permitiu comparar o modelo irrestrito da *translog* completa com o modelo restrito estimado nas outras três formas funcionais analisadas. A interpretação da hipótese nula do teste é que o modelo restrito deve ser estimado enquanto a hipótese alternativa recomenda a estimação da *translog* completa. O número de restrições do teste se refere a exclusão de variáveis, como por exemplo, ao comparar a *translog* completa e a *translog* sem o progresso técnico. Os cinco parâmetros de progresso técnico da função de produção *translog* completa foram excluídos da estimação do modelo restrito, o que representou cinco restrições, conforme Tabela 6.

Tabela 6 – Teste da razão de verossimilhança à forma funcional

	Cobb Douglas (sem progresso técnico)	Cobb Douglas (com progresso técnico)	<i>Translog</i> (sem progresso técnico)
<i>Translog</i> completa	79.66*	83.09*	38.95*
$\chi^2_{0,99}$	18,48	16,81	15,09

Fonte: Elaboração própria

A primeira linha contém os valores dos coeficientes do teste e os valores abaixo dos coeficientes são os valores da distribuição do $\chi^2_{0,99}$ tabelado ao nível de 1% de significância. Pelos resultados obtidos, a forma funcional escolhida foi a *translog* com progresso técnico (modelo irrestrito), uma vez que a hipótese nula do modelo restrito foi rejeitada para as demais formas funcionais (TABELA 6).

Outro teste aplicado foi proposto por Coelli et al. (2005) para testar a existência da ineficiência técnica, também a partir da equação (12). O teste consistiu em estimar a função de produção a partir do MQO e da Máxima verossimilhança, considerando os parâmetros de uma função de produção do tipo *translog*, sem o efeito do tempo em ambas estimações. A partir dos valores da máxima verossimilhança das duas estimações, o resultado do LR teste da equação (12) foi de 56,9624 o que permitiu rejeitar a hipótese nula de que não há efeitos de ineficiência na estimação ao nível de significância de 1% dado que o valor do $\chi^2_{0,99}(1)$ tabelado é de 6,63⁵. Concluiu-se que a

⁵ Valores tabelados foram reportados no Anexo A.

estimação da função de produção estocástica pelo método da máxima verossimilhança deveria ser estimada para captar o componente de erro de ineficiência e o termo de erro aleatório.

O teste da máxima verossimilhança, também, foi aplicado para verificar se a ineficiência varia no tempo. A partir da hipótese nula de que a eficiência técnica é invariante no tempo, o valor do teste calculado de 27,4665 permitiu rejeitar a hipótese nula ao nível de 1% para o valor tabelado de 6,63 mesmo valor do teste anterior em função do mesmo número de restrições. Assim, a eficiência variou no tempo para cada estado. Caso contrário, cada um dos estados teriam um nível de eficiência único para todos os anos analisados.

Para a escolha da distribuição de u_{it} , foram estimados os modelos em que a ineficiência varia no tempo (Tabela 7). Dentre eles, os modelos de Kumbhakar (1990), Battese e Coelli (1992), Battese e Coelli (1995), disponibilizados por Belotti, Daidone e Ilardi (2012). No modelo de Battese e Coelli (1995)⁶ foi inserida uma variável exógena z que é o índice de concentração da terra para verificar que se os tamanhos dos estabelecimentos agropecuários reduzem a ineficiência técnica do setor. Além disso, também foi estimado o modelo de Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015) cuja estimação da máxima verossimilhança é obtida a partir dos coeficientes do MQO. O modelo de Greene (2005), *True fixed-effects model*, foi estimado, mas omitido da análise uma vez que nenhum dos parâmetros foram significativos.

Tabela 7 – Valores de Akaike e Schwarz para os modelos estimados, com a eficiência variante no tempo

Coeficientes	Modelos com variação do tempo				
	Kumbhakar (1990)	Battese e Coelli (1992)	Battese e Coelli (1995)	Battese e Coelli (1995) ^a	Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015)
AIC	27.45	26.22	98.14	83.05	88.77
BIC	60.56	83.42	152.33	143.27	144.96

Fonte: Elaboração própria

A partir do critério de Akaike e Schwarz, o modelo a ser estimado para a decomposição da PTF, conforme a equação (10), é o de Battese e Coelli (1992) cujo

⁶ A variável exógena inserida no modelo é o índice de concentração das terras. A estimação deste modelo permitiu verificar se esta variável afetou a ineficiência técnica no período analisado.

valor do AIC⁷ obtido foi de 26,22 e de 83,22 para o BIC, conforme Tabela 7. Cabe ressaltar que esta escolha não modifica a classificação dos estados em termos de eficiência técnica estimada, ao longo do período de tempo analisado. Por outro lado, as estimativas de eficiências são distintas entre os modelos.

A função de produção estimada, do tipo *translog* com progresso técnico, no modelo proposto por Battese e Coelli (1992), cuja eficiência é variante no tempo (*time varying*) e o termo de erro da ineficiência técnica segue uma distribuição normal truncada.

Tabela 8 – Função de produção do tipo *translog*, com progresso técnico, modelo Battese e Coelli (1992), variante no tempo

lnY	Coeficientes	Erro padrão	z	P>z	Intervalo de confiança 95%	
					Inferior	Superior
β_0	34.0127	4.2371	8.0300	0.0000	25.7082	42.3172
β_T	-0.2003	0.5849	-0.3400	0.7320	-1.3466	0.9460
β_L	3.3206	0.6179	5.3700	0.0000	2.1094	4.5317
β_K	-3.6481	0.6534	-5.5800	0.0000	-4.9288	-2.3674
β_{LL}	0.2183	0.0707	3.0900	0.0020	0.0799	0.3568
β_{TT}	0.2941	0.0839	3.5100	0.0000	0.1298	0.4585
β_{KK}	0.3374	0.0683	4.9400	0.0000	0.2035	0.4712
β_{LT}	-0.1750	0.0452	-3.8700	0.0000	-0.2636	-0.0865
β_{LK}	-0.1343	0.0543	-2.4800	0.0130	-0.2407	-0.0280
β_{TK}	-0.0998	0.0723	-1.3800	0.1670	-0.2414	0.0418
β_i	2.0152	0.3745	5.3800	0.0000	1.2812	2.7493
β_{ii}	0.0745	0.0237	3.1500	0.0020	0.0282	0.1209
β_{il}	0.0376	0.0221	1.7000	0.0890	-0.0058	0.0809
β_{it}	0.0989	0.0209	4.7400	0.0000	0.0580	0.1398
β_{ik}	-0.1747	0.0258	-6.7800	0.0000	-0.2253	-0.1242
$\ln \sigma^2$	-0.1165	0.4646	-0.2500	0.8020		
$i \log it \gamma$	3.4646	0.5168	6.7000	0.0000		
μ	1.4571	0.3837	3.8000	0.0000		
η	-0.2135	0.0332	-6.4300	0.0000		
σ^2	0.8900	0.4135			0.3580	2.2126
γ	0.9697	0.0152			0.9207	0.9888
σ_u^2	0.8630	0.4141			0.0515	1.6745
σ_v^2	0.0270	0.0036			0.0199	0.0341

⁷ Embora o modelo de Kumbhakar (1990) tenha apresentado o menor valor pelo critério de Akaike e Schwarz, as estimativas dos coeficientes dos insumos terra, capital e trabalho foram omitidas da estimação e, desta forma, por não apresentarem os valores do erro padrão e do *p*-valor estimado este modelo não foi considerado na estimação.

Log-verossimilhança 5.8899

Fonte: Elaboração própria

Com exceção do coeficiente da terra, os demais coeficientes foram estatisticamente significativos ao nível de 1%. Os coeficientes de interação entre os três insumos também foram significativos e negativos o demonstra a possibilidade de substituição entre os fatores. Em relação ao coeficiente do tempo, este também foi significativo e positivo o que permite inferir que o progresso técnico contribuiu para o aumento da produção enquanto, o coeficiente de tempo quadrado positivo e também significativo, indica que a taxa de crescimento da mudança tecnológica aumentou a uma taxa crescente ao longo do tempo.

Os coeficientes de interação do tempo com os insumos, foram estatisticamente significativos ao nível de 1% de significância terra e capital e, significativo a 10% a interação do tempo com o trabalho. Todos os coeficientes são próximos de zero, mas positivos para trabalho e terra e negativo para capital. Estes resultados sugerem que como trabalho e terra foram positivos, a mudança tecnológica tem sido poupadora de capital em função do aumento do custo relativo do capital em relação ao trabalho e à terra.

Ainda em relação ao modelo estimado, o valor de γ de 0,9697 na parte inferior da Tabela 8, indica que a maior parte dos desvios se deve ao componente de ineficiência na função de produção estocástica, uma vez que o valor do γ é dado pela razão entre a variância do termo de erro u_{it} e a variância do modelo. E, o valor estimado de η como não é próximo de zero e foi significativo, corrobora o teste realizado acerca da pressuposição de que a ineficiência é variante no tempo, além disso, o sinal negativo indica que a ineficiência aumentou no tempo.

As eficiências preditas da estimação são variantes no tempo, ou seja, cada estado possui um nível de eficiência em cada ano do Censo Agropecuário. Os valores de eficiência estimados a partir da função de produção estocástica pelo método de Battese e Coelli (1992) são valores entre zero e um. Em média, a eficiência foi 0,45. Estes valores estimados demonstram que nenhum dos estados tem produzido na fronteira de produção, ou seja, os estados têm sido ineficientes na produção durante o período analisado. Exceções são os estados de São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul, por exemplo, cujas eficiências estimadas estavam mais próximas de 1 e, portanto, estes estados têm produzido de forma mais eficiente que os demais estados.

Em termos de taxas de crescimento, foi calculado o índice de produtividade de Malmquist para o Brasil e para os estados. A partir da estimação da função de produção estocástica *translog* e no modelo variante no tempo de Battese e Coelli (1992). Também foram calculados os componentes de eficiência técnica e de progresso tecnológico para cada ano para todos os estados. A Tabela 9 contém estas estimativas da PTF e dos componentes, considerando os valores para o período entre 1970 e 2006.

Tabela 9 – Índice de produtividade de Malmquist e a decomposição em eficiência técnica e variação tecnológica, 1970-2006

Brasil e UF	Eficiência Técnica	Variação Tecnológica	PTF
BR	1.1318	1.2051	1.3640
AC	0.6929	1.1761	0.8149
AL	1.1616	1.1563	1.3432
AM	1.2038	1.1545	1.3898
AP	1.2581	1.1716	1.4740
BA	1.3287	1.2287	1.6326
CE	1.4216	1.2200	1.7343
DF	1.0155	1.1981	1.2166
ES	1.0826	1.2004	1.2996
GO	1.1033	1.2532	1.3826
MA	1.1294	1.2494	1.4111
MG	1.1625	1.2070	1.4032
MT	1.2049	1.1977	1.4431
PA	1.1002	1.1471	1.2621
PB	1.0573	1.1775	1.2450
PE	1.0714	1.2277	1.3153
PI	1.0891	1.2384	1.3488
PR	1.1115	1.2522	1.3917
RJ	1.1397	1.2333	1.4056
RN	0.7837	1.2429	0.9740
RO	1.1663	1.1788	1.3748
RR	1.2097	1.2183	1.4739
RS	1.2658	1.1648	1.4744
SC	1.3387	1.2050	1.6132
SE	1.4348	1.2319	1.7675
SP	1.0826	1.2077	1.3075

Fonte: elaboração própria

. Na Tabela 9, os valores de cada coluna se referem à média geométrica para cada estado, considerando os seis anos e, para o Brasil, a média geométrica dos estados para cada ano.

A PTF foi obtida pela multiplicação do índice de variação da eficiência técnica e da mudança tecnológica. Em média, a PTF do Brasil cresceu 26,40% ente entre 1970 e

2006. Para a maior parte dos estados, a PTF uma vez que os valores são maiores que um, exceto para os estados do Acre e do Rio Grande do Norte em que a PTF estimada foi de 0,8149 e 0,9740, respectivamente. O Acre apresentou redução de 18% da PTF e redução de 3% no Rio Grande do Norte. Os estados com o maior crescimento na PTF foram Sergipe e Ceará com o índice da PTF de 1,7675 e 1,7343, respectivamente. O que demonstra que a PTF cresceu nos dois estados cerca de 70% no período.

A maioria dos estados cresceu, principalmente, a partir da variação tecnológica, já que foi positiva para todos. As taxas de crescimento ficaram em torno de 14% e de 25%, com a taxa de crescimento menor no Pará e maior em Goiás e, para o Brasil, 20%.

Em relação à eficiência técnica, o Brasil cresceu 13%, mas foi superado por Sergipe e Santa Catarina que apresentaram o maior crescimento percentual, sendo 43% e 33%, respectivamente. Diferentemente da variação tecnológica em que o crescimento foi positivo para todos os estados, o componente de eficiência técnica reduziu no Acre em 31% e no Rio Grande do Norte em 22%. O comportamento da eficiência técnica, durante o período, contribuiu para que a PTF nestes estados se reduzissem. Mas, com o crescimento da variação tecnológica, a redução da PTF foi menor. O decréscimo da eficiência técnica foi, em parte, compensado pelo aumento da variação tecnológica, reduzindo menos a PTF dada a tecnologia.

Os resultados das eficiências técnicas assim como para os valores de progresso técnico na estimação da PTF são sensíveis à escolha da forma da distribuição dos erros já que os escores de eficiência estimados são distintos entre os modelos, assim como os parâmetros estimados para a função de produção. Desta forma, as eficiências podem ser distintas caso fosse escolhida outra forma funcional, bem como diferentes modelos com distintas escolhas da distribuição dos erros. Porém, independente dos modelos, a classificação dos estados em termos das eficiências não mudaria e, São Paulo continuaria sendo o mais eficiente na comparação entre os estados.

A PTF da agropecuária apresentou taxas de crescimento positivas para o Brasil e para todos os estados durante o período de 1970 e 2006. O progresso técnico foi o que mais contribuiu para o crescimento da PTF. Estes resultados corroboram os resultados de Marinho e Carvalho (2004) e Bragagnolo, Spolador e Barros (2010) uma vez que nestes trabalhos, os autores também encontraram maior taxa de crescimento do progresso técnico e redução em alguns estados da eficiência técnica.

A evolução da PTF para o Brasil, ao longo do período, pode ser visualizada na Figura 7. A figura também mostra a evolução da eficiência técnica e da variação tecnológica.

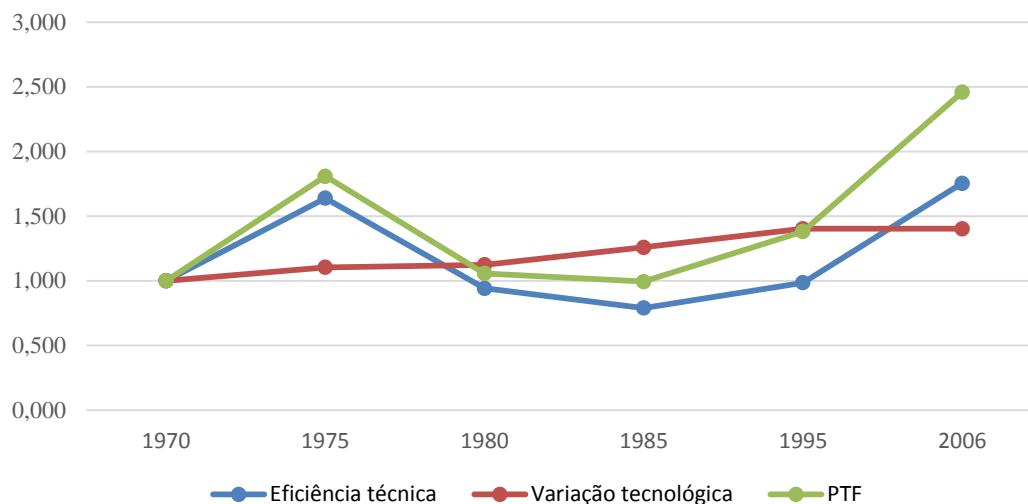


Figura 7 – Evolução do índice da PTF e seus componentes
Fonte: Elaboração própria

Como 1970 os índices eram iguais a 100, ao longo do período a PTF cresceu, acompanhando os períodos de crescimento da eficiência técnica e da mudança tecnológica. Mas foi decrescente, 1975 e 1985, acompanhando o desempenho da variação da eficiência técnica. Só, a partir de 1985, a eficiência voltou a crescer. A variação tecnológica oscilou menos no período e foi positiva, embora a taxa de crescimento tenha sido mais estável.

Os trabalhos citados na literatura mostram que o crescimento da produtividade agropecuária tem ocorrido no mundo e no país, tanto para a economia e quanto para a indústria, mas no setor agrícola brasileiro a taxa de crescimento da PTF tem sido expressiva. Além disso, nas décadas mais recentes, o Brasil tem apresentado destaque no crescimento da produtividade, bem como a China, enquanto os países mais ricos têm apresentado menores taxas de crescimento, comportamento distinto das décadas anteriores a década de 1970 cujas taxas de crescimento nestes países eram as maiores do mundo. Grande parte do crescimento da PTF tem sido atribuído ao progresso tecnológico, a maior utilização dos insumos modernos, as políticas setoriais como por exemplo a política de incentivo ao crédito.

Assim, é de conhecimento na literatura a importância da PTF sobre a produção agrícola, a produção de alimentos, bem como o crescimento econômico do setor e do país. Porém, pouco tem sido analisado a respeito do efeito do aumento da produtividade sobre os preços agrícolas. Para esta análise foi realizada uma análise a partir do VAR em dados em painel a partir da PTF obtida e variáveis de preços agrícolas, crédito rural, salários rurais e a renda domiciliar *per capita*. Seguindo Love e Zicchino (2006), a escolha pela aplicação do VAR ocorreu como alternativa para isolar a resposta

Os preços agrícolas foram obtidos do censo agropecuário e foi construído um índice de preços de *Laspeyres* cuja base são as quantidades do ano base, 1970. A partir da PTF estimada e do cálculo do índice de preços agrícolas, foi estimado um vetor autorregressivo (VAR) em painel balanceado a nível estadual, compreendendo os anos de 1970 a 2006. O método foi adotado para verificar a relação entre a taxa de crescimento da PTF e a redução dos preços agrícolas. Esta hipótese uma vez que os preços agrícolas têm apresentado comportamento declinante desde a década de 1970, enquanto a taxa de crescimento da produtividade do setor tem sido crescente no mesmo período.

Além destas duas séries, também foram inseridas na estimação do Var em painel, as variáveis renda domiciliar *per capita* dos brasileiros do meio urbano e rural, os salários rurais pagos pelos proprietários aos empregados temporários e permanentes do setor e o crédito adquirido do setor agropecuário. Em conjunto, a estimação do VAR em painel permite verificar o efeito dinâmico das variáveis de demanda e de oferta sobre a redução dos preços agrícolas.

Para a escolha do número de defasagens do modelo Var em painel, utilizou-se o critério de informação de Akaike modificado, cujo modelo mais apropriado foi o de apenas uma defasagem que apresentou o menor dentre os três estimados com três defasagens. Além disso, o número de defasagens também se torna limitada uma vez que o período temporal, disponibilizado no Censo Agropecuário, é pequeno. A escolha de apenas uma defasagem também foi argumentada por Mora e Logan (2012), dada a limitação dos graus de liberdade.

No Var em painel estimado foram utilizadas todas as variáveis defasadas em um período como instrumentos, conforme ressalta Hotz-Eakin, Newey e Rosen (1988). O VAR em painel foi ordenado da seguinte forma: PTF, preço, renda *per capita*, salários e crédito.

Após a estimação do VAR-painel, foi realizado o teste de estabilidade do modelo VAR para verificar se os efeitos dos choques sobre as variáveis se anulam ao

longo do tempo e não apresentam comportamento explosivo. Isto é verificado a partir do módulo das raízes características. Se todas estiverem dentro do círculo unitário, o modelo é estável. Desta forma, a partir da observação do círculo unitário estimado após a estimação do modelo VAR, a estabilidade do modelo foi confirmada.

Foi aplicado o teste de causalidade de Granger para verificar o efeito causal entre preços agrícolas e PTF, como também sobre as demais variáveis analisadas, como salários rurais, crédito rural e renda domiciliar *per capita*. A hipótese nula do teste é a de que a variável não causa a outra, assim, ao rejeitar a hipótese nula, o teste dá indícios de que ocorre causalidade no sentido de Granger unidirecional ou bidirecional. Os resultados são demonstrados na Tabela 10.

Tabela 10 – Teste de causalidade no sentido de Granger

Hipótese	χ^2	df	Prob> χ^2
Preços agrícolas não causam PTF	1.12	1.00	0.29
Preços agrícolas não causam Crédito agrícola	0.53	1.00	0.47
Preços agrícolas não causam Salário rural	0.45	1.00	0.50
Preços agrícolas não causam Renda domiciliar	2.39	1.00	0.12
Preços agrícolas não causam o conjunto de variáveis	3.38	4.00	0.50
PTF não causa Preços agrícolas	4.55	1.00	0.03
PTF não causa Crédito agrícola	0.06	1.00	0.81
PTF não causa Salário rural	0.01	1.00	0.92
PTF não causa Renda domiciliar	0.23	1.00	0.64
PTF não causa o conjunto de variáveis	29.75	4.00	0.00
Crédito agrícola não causa Preços agrícolas	1.32	1.00	0.25
Crédito agrícola não causa PTF	12.47	1.00	0.00
Crédito agrícola não causa Salário rural	4.79	1.00	0.03
Crédito agrícola não causa Renda domiciliar	0.88	1.00	0.35
Crédito agrícola não causa o conjunto de variáveis	18.64	4.00	0.00
Salário rural não causa Preços agrícolas	0.59	1.00	0.44
Salário rural não causa PTF	17.55	1.00	0.00
Salário rural não causa Crédito agrícola	0.76	1.00	0.38
Salário rural não causa Renda domiciliar	0.78	1.00	0.38
Salário rural não causa o conjunto de variáveis	61.29	4.00	0.00
Renda domiciliar não causa Preços agrícolas	1.56	1.00	0.21
Renda domiciliar não causa PTF	1.61	1.00	0.21
Renda domiciliar não causa Crédito agrícola	0.05	1.00	0.83
Renda domiciliar não causa Salário rural	0.16	1.00	0.69

Renda domiciliar não causa o conjunto de variáveis	3.91	4.00	0.42
----------------------------------------------------	------	------	------

Fonte: elaboração própria

Não foi possível rejeitar a hipótese nula de que não há causalidade no sentido de *Granger* para as variáveis preços agrícolas e renda domiciliar *per capita*, o que sugere pelo teste que ambas variáveis não causam as demais unilateralmente e no conjunto das variáveis estimadas. Por outro lado, rejeitou-se a hipótese de que não há causalidade no sentido de *Granger* entre crédito e PTF ao nível de 1% de significância e de 5% entre crédito e salários. Este mesmo resultado ocorre entre os salários e a PTF, ao nível de 1% de significância, demonstrando que a PTF tem impacto dos choques no crédito e nos salários pagos, ou seja, no investimento e no custo com mão-de-obra do produtor.

Para a variável PTF, rejeitou-se a hipótese de que não há causalidade no sentido de *Granger* ao nível de 5% de significância, o que mostra que a hipótese de que o crescimento da PTF agropecuária tem repercutido no comportamento dos preços agrícolas. Por outro lado, a PTF não causa as demais variáveis no sentido de *Granger* já que não foi possível rejeitar a hipótese nula. Esta só foi rejeitada para o conjunto de variáveis quando há um choque na PTF.

Estes resultados estão de acordo com a literatura uma vez que o progresso tecnológico do setor agropecuário tem contribuído, segundo Hoffmann (2006), para a redução dos preços dos alimentos. E, há indícios, a partir do teste de que a hipótese de que um choque na PTF pode ter efeitos sobre os preços agrícolas existe já que a hipótese de não causalidade entre estas variáveis foi rejeitada.

Após o teste de causalidade de *Granger* foi realizada a análise da função impulso resposta, a partir da interpretação de Stock e Watson (2001). A estimação foi feita em conjunto para todas as variáveis e a saída da estimação foi reportada nos anexos. Para simplificação da análise, as variáveis foram separadas pela variável cujo choque inicial é verificado. Estes resultados são apresentados da Figura 8 até a Figura 12.

A Figura 8 mostra o efeito inesperado de um ponto percentual nos preços agrícolas sobre as demais variáveis: crédito, renda familiar *per capita*, PTF e salário. O efeito inesperado nos preços agrícolas tem um efeito positivo sobre crédito, PTF e salários num primeiro momento. Mas, o efeito de aumento não persiste e reduz para as três variáveis. O efeito sobre crédito e salário se reduziu, a partir do primeiro período de tempo e, dissipou 4 períodos de tempo a frente, mostrando que aumentos de preços reduzem crédito e salários em até quatro períodos a frente. Já o efeito sobre a PTF foi

persistente, embora também tenha diminuído, a partir do segundo período. Por outro lado, o efeito do aumento dos preços agrícolas sobre a renda teve efeito negativo num primeiro momento, mas no longo prazo se dissipa. E, para a própria variável, o efeito da inflação sobre ela própria foi positivo, mas, se dissipou ao longo do período. O efeito foi, portanto, persistente sobre o aumento da PTF e redução de crédito e salário.

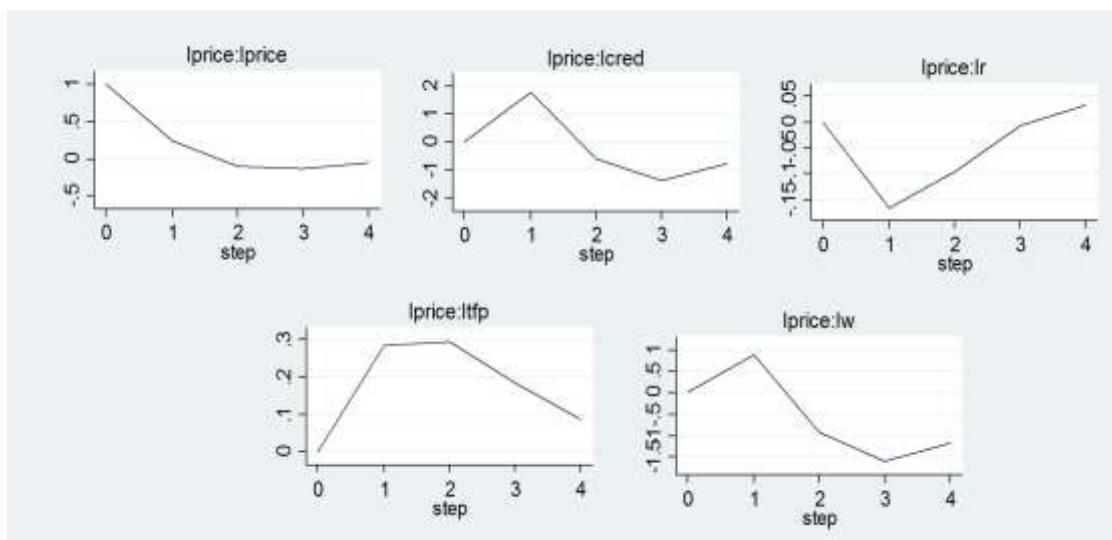


Figura 8 - Função Impulso resposta das variáveis – choque nos preços agrícolas (lprice) e a resposta de PTF (ltfp), salários rurais (lw), renda domiciliar per capita (lr) e crédito agropecuário (lcred).

Fonte: Elaboração própria

Da Figura 9 até a Figura 12, a interpretação das funções de impulso resposta são as mesmas da Figura 8. Demonstrando que a variável de resposta apresenta ou não um efeito contemporâneo em relação à variável cujo choque foi aplicado, além do período cujo efeito se dissipa ao longo do tempo. A diferença entre as figuras é apenas a variável em que é aplicado o choque inicial, ou o efeito inicial inesperado.

O efeito inesperado de um ponto percentual na variável de crédito sobre preço, PTF e salário foi positivo um período posterior ao choque. O aumento dos preços foi dissipado nos quatro períodos seguintes e, o aumento do salário decresce dois períodos posteriores ao choque, mas a redução até o final do período foi persistente. Sobre a própria variável crédito, o efeito se dissipa para os quatro períodos. O efeito do aumento do crédito foi positivo e persistente para PTF. Por outro lado, o efeito sobre a renda foi negativo num primeiro momento, mas a renda cresce dois períodos a frente e é persistente. Assim, o efeito de um choque no crédito tem efeitos persistentes sobre o aumento da PTF e da renda domiciliar *per capita* (Figura 9).

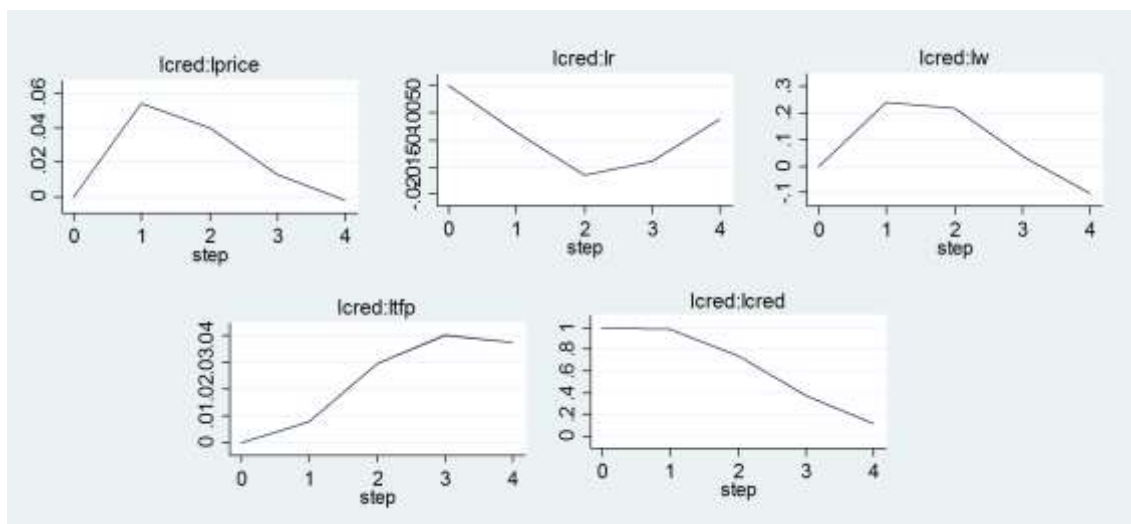


Figura 9 - Função Impulso resposta das variáveis – choque no crédito (Icred) e a resposta de PTF (Itfp), salários rurais (lw), renda domiciliar *per capita* (lr) e crédito agropecuário (Icred).

Fonte: Elaboração própria

Um choque inicial na renda *per capita* tem efeito positivo, inicialmente, sobre preços, crédito, PTF e salário. O efeito do aumento sobre a PTF se manteve em todo o período. Já para preços e salário, o efeito, embora positivo num primeiro momento, se reduziu para quatro períodos à frente. O efeito sobre crédito, também positivo inicialmente, reduziu até se dissipar no final do período. E, para a própria variável renda, o efeito foi, inicialmente positivo, mas se dissipou, a partir do choque inicial (Figura 10).

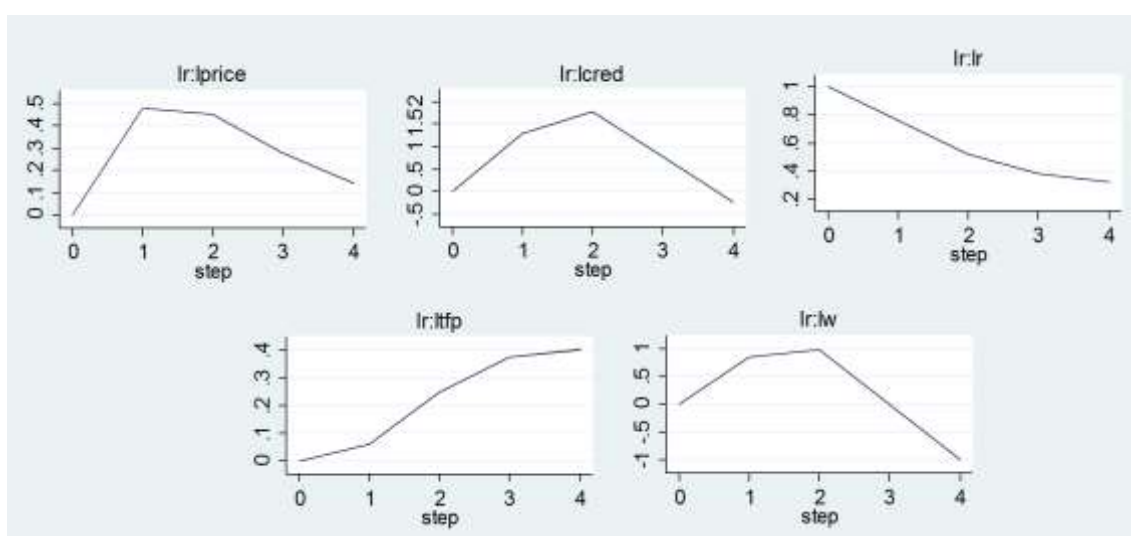


Figura 10 - Função Impulso resposta das variáveis – choque na renda domiciliar *per capita* (lr) e a resposta de PTF (Itfp), salários rurais (lw), renda domiciliar *per capita* (lr) e crédito agropecuário (Icred)

Fonte: Elaboração própria

O efeito inesperado nos salários tem efeito negativo para os preços, mas o efeito se dissipa, ao longo do tempo. O mesmo ocorre para o efeito na própria variável salário. A variável crédito também tem efeito negativo, mas quase se dissipa ao final do período após crescer no segundo período e ser positivo no período final. Para a PTF, o choque inicial diminui, a partir do primeiro período. Enquanto a variável renda tem efeito positivo do aumento dos salários. Assim, o efeito inesperado nos salários foi negativo para PTF e positivo para crédito e preços.

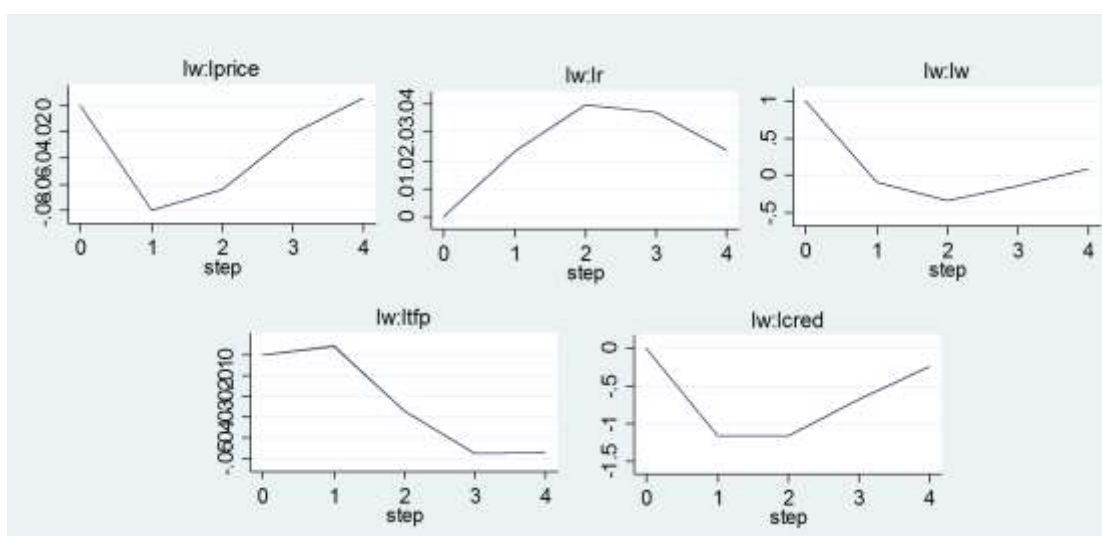


Figura 11 - Função Impulso resposta das variáveis – choque no salário (lw) e a resposta de PTF (ltfp), salários rurais (lw), renda domiciliar *per capita* (lr) e crédito agropecuário (lcred)

Fonte: Elaboração própria

Em relação à variável PTF, um choque inicial tem efeito positivo sobre a renda domiciliar *per capita* durante todos os 4 períodos de tempo. O efeito sobre os preços é positivo, no longo prazo, embora tenha sido negativo após o choque. O crédito também tem efeito negativo, inicialmente, mas aumenta nos períodos seguintes ao choque. Sobre a PTF, o efeito é positivo, inicialmente, mas se dissipa ao longo do período. E, sobre os salários, o efeito do aumento em um ponto percentual na PTF reduz os salários que crescem nos períodos seguintes até quase se dissipar. Mas até o quarto período o efeito ainda foi negativo. Assim, o efeito do inesperado na PTF é positivo em relação aos preços, renda e crédito e, negativo em relação aos salários.

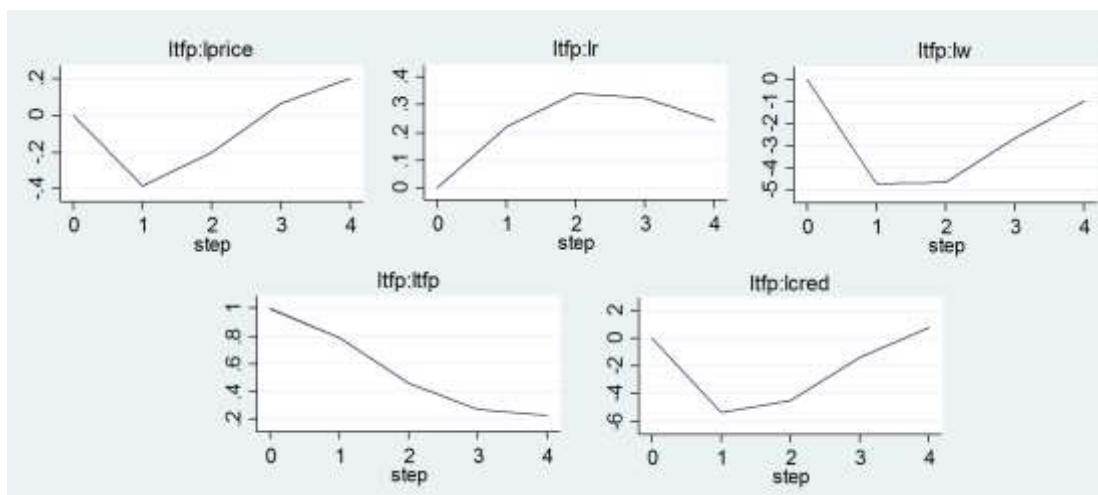


Figura 12 - Função Impulso resposta das variáveis – choque na PTF (lftp) e a resposta de PTF (lftp), salários rurais (lw), renda domiciliar *per capita* (lr) e crédito agropecuário (lcred)

Fonte: Elaboração própria

Desta forma, pela estimação da função de impulso resposta, um choque inicial na PTF reduziu os preços agrícolas no primeiro período. Mas, os preços cresceram, a partir do 3º período de tempo. Este resultado encontrado corrobora a hipótese de que o efeito da produtividade sobre os preços tem sido negativo e desta forma, a redução dos preços agrícolas tem proporcionado alimentos com preços mais baixos para a população brasileira de forma geral no primeiro instante. Porém, a duração do choque é temporário e, dada a limitação de dados, não é possível saber a duração do choque da PTF sobre os preços num período de tempo maior.

Este resultado é corroborado pelas evidências encontradas na literatura como em Hoffmann (2006) que, segundo o autor, os preços dos alimentos tem reduzido em função do progresso tecnológico da agricultura. E, além disso, para Rodrigues et al. (2012) a redução do preço dos alimentos tem contribuído para o aumento do consumo dos alimentos. E, numa análise de redução da pobreza Datt e Ravallion (1998) encontraram que a produtividade agrícola tem reduzido a pobreza na Índia entre os anos de 1958 e 1994.

Desta forma, a partir dos resultados encontrados e a discussão na literatura acerca do aumento do consumo em função da redução dos preços agrícolas e, dos efeitos da produtividade sobre a produção de alimentos e sobre a redução dos preços agrícolas, este trabalho evidencia a importância do crescimento da produtividade agrícola e da necessidade da continuidade do crescimento, a partir de progresso

tecnológico e do uso mais eficiente dos insumos. Além disso, um choque inicial na PTF resultou, em uma leve redução dos preços, embora o choque não tenha sido permanente.

7 CONCLUSÕES

A Produtividade total dos fatores tem sido uma das principais causas do significativo aumento da produção agropecuária brasileira, principalmente a partir da década de 1970. Este crescimento tem sido observado nos diversos trabalhos que analisaram o crescimento da PTF da agropecuária no Brasil.

Este estudo analisou a PTF da agropecuária brasileira em um painel de dados balanceado, entre os anos de 1970 e 2006. A estimação da PTF foi realizada, a partir da Análise de Fronteira Estocástica de Produção *translog* e do índice de produtividade de Malmquist. As conclusões deste trabalho são, primeiro, que o aumento da PTF tem ocorrido para a maioria dos estados brasileiros e para o Brasil, entre 1970 e 2006.

Apenas os estados do Acre e do Rio Grande do Norte não apresentaram crescimento da PTF, durante o período analisado. Segundo, conclui-se que pela decomposição do índice de produtividade, a maior contribuição para a explicação do crescimento da PTF, no período, ocorreu devido ao progresso técnico que cresceu 20,51% durante todo o período, seguido pela eficiência técnica, também crescente em 13,18%, mas decrescente na maior parte do período.

Na análise desagregada para os estados, São Paulo foi o estado com maior eficiência técnica ao longo do período analisado e, portanto, é o estado mais próximo da fronteira máxima de produção. Os resultados para São Paulo mostraram que a utilização dos recursos para a produção do máximo produto tem sido eficiente, enquanto a média dos estados que foi 0,45, entre 1970 e 2006. Este resultado demonstra que os estados, em média, têm sido ineficientes na produção. Em relação ao índice de Malmquist por estados, apenas os estados do Acre e do Rio Grande do Norte não apresentaram crescimento em todo o período. A redução é explicada, também, pela redução da eficiência técnica, enquanto o progresso técnico cresceu para todos os estados.

Para analisar o efeito do aumento da PTF sobre os preços agrícolas, pelo teste de causalidade no sentido de Granger, a variável de preços agrícolas e renda domiciliar per capita não foram significativas para nenhuma das variáveis analisadas. Por outro lado, as variáveis crédito e salário têm causalidade no sentido de Granger sobre a PTF e, o crédito sobre os salários. E, a PTF também causa os preços agrícolas no sentido de Granger o que comprova que o crescimento da PTF pode ter repercutido em redução dos preços agrícolas.

Na análise da função impulso resposta, este último resultado também foi observado entre as duas variáveis. Um choque inicial na PTF reduziu os preços agrícolas num primeiro momento, mas, nos períodos seguintes, os preços apresentaram tendência de crescimento. Para as demais variáveis, os efeitos positivos dos choques sobre a PTF foram sobre preços, renda e crédito e, negativo para salários.

Considerando a importância do setor agropecuário brasileiro, a partir dos resultados obtidos, a continuidade do crescimento da produção e da produtividade são essenciais para o setor e para a produção de produtos agrícolas. Como os produtores não tem produzido de forma eficiente, pelos resultados, foi possível concluir que a produtividade da agropecuária pode crescer nos próximos anos, a partir da mesma quantidade de insumos e tecnologias, por meio do aumento da eficiência técnica. As políticas públicas e agrícolas podem contribuir com este crescimento e, permitir o

aumento da PTF, principalmente nos estados cuja eficiência tem sido baixa e decrescentes, como o Acre e o Rio Grande do Norte.

Além disso, o choque na PTF repercutiu na redução dos preços agropecuários num primeiro momento. Desta forma, o maior acesso aos alimentos por parte de toda a população através de preços mais baixos, a produtividade pode se um mecanismo de ganhos de bem-estar para a população. Além disso, uma redução dos preços dos alimentos permite maior consumo por parte da população mais pobre, dado que é a parcela da população com maior parcela da renda destinada aos alimentos tanto no setor rural quanto no setor urbano.

Como limitações do trabalho, os preços analisados foram os recebidos pelo produtor, sem considerar o preço final dos consumidores que pode também ser influenciado pelo preço do frete até os centros de distribuições, o valor agregado da agroindústria, além das características de mercado que podem também ter afetado os preços. Além disso, outra limitação é em relação ao período de análise. Embora compreenda um período de trinta e seis anos, entre 1970 e 2006, a disponibilidade dos dados do Censo Agropecuário é de apenas seis anos. Desta forma, não é possível saber a duração efetivas dos choques ou analisar o que ocorreu entre os anos de censo.

Como sugestões para trabalhos futuros, é recomendável analisar para um período maior, o efeito dos ganhos da produtividade sobre os preços agrícolas e o efeito da redução destes preços para os produtores ou, pode-se analisar também a nível de estabelecimentos, uma vez que a análise estadual é mais abrangente e não permite captar as diferenças entre produtores ou das microrregiões.

REFERÊNCIAS

ABRIGO, M. R. M.; LOVE, I. **Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs**. INTERNATIONAL PANEL DATA CONFERENCE, 21., 2015. Budapeste. Disponível em: <<http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Michael-Abrigo.pdf>>. Acesso em: 02 jun. 2015.

AHEARN, M. C.; YEE, J.; BALL, V. E.; NEHRING, R. F. **Agricultural productivity in the United States**. Washington: USDA, 1998. 25 p., (Agriculture Information Bulletin, 740)

AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. **Journal of Econometrics**, Princeton, v. 6, n. 1, p. 21-37, jun. 1977

ALEXANDRATOS, N. Food Price Surges: Possible Causes, Past Experience, and Longer Term Relevance. **Population and Development Review**, Hoboken, v. 34, n. 4, p. 663-697, dec., 2008.

ARELLANO, M., BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations. **The Review of Economic Studies**, Oxford, v. 58, n. 2, p. 277-297, abr. 1991.

ARELLANO, M., BOVER, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models, **Journal of Econometrics**, Princeton, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995

BALK, B. M. Scale Efficiency and Productivity Change. **Journal of Productivity Analysis**, Dordrecht, n. 15, p. 159-183, 2001.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A.; VELOSO, S. A. Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Economia Brasileira com Ênfase no Capital Humano – 1992-2006. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.64, n. 2, p. 91-113, abr./jun., 2010.

BARROS, A. L. M. **Capital, Produtividade e Crescimento da Agricultura: o Brasil de 1970 a 1995**. 1999. 254 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.

BARROS, G. S. C. Política Agrícola no Brasil: Subsídios e Investimentos. In: GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; NAVARRO, Z. (Org.). **A Agricultura Brasileira – Desempenho, Desafios e Perspectivas**. Brasília: IPEA. 2010. p. 236-258,

BARROS, G. S. C.; SILVA, A. F. Produtividade da Agricultura e Transferência de Renda no Brasil. In: MATTOS, L. B.; TEIXEIRA, E. C.; FONTES, R. M. O. (Org.). **Políticas Públicas e Desenvolvimento**. Viçosa: UFV, 2011. p. 305-327

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with applications to paddy farms in India. **Journal of Productivity Analysis**, Dordrecht, v.3, n. 1-2, p. 153-169, 1992.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. **Empirical Economics**, Heidelberg, n. 20, p. 325-332, 1995.

BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. Estimation of a Production Frontier Model: with application to the pastoral zone of eastern Australia. **Australian Journal of Agricultural Economics**, Parkville, v. 21, n. 3, p. 169-179, dec., 1977.

BELOTTI, F.; DAIDONE, S.; ILARDI, G. Stochastic Frontier Analysis using Stata. **The Stata Journal**, Lakeway, n. 2, p. 1-39, 2012.

BINDER, M.; HSIAO, C.; PESARAN, M. H. Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregressions with Unit Roots and Cointegration. **Econometric Theory**, Malden, v. 21, p. 795-837, 2005.

BONELLI, R.; FONSECA, R. **Ganhos de Produtividade e de Eficiência: Novos Resultados para a Economia Brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA. 1998. 43 p., (Texto para Discussão, 557).

BRAGAGNOLO, C.; SPOLADOR, H. F. S.; BARROS, G. S.A. C. Regional Brazilian griculture TFP Analysis: A Stochastic Frontier Analysis Approach. **Revista Economia**, Brasília, v. 11, n. 4, p. 217-242, dez. 2010.

BUENO, R. D. L.S. **Econometria de Séries Temporais**. 1ª ed., São Paulo: Cengage Learning, 2008, 299 p.

CARNEIRO, R. Padrões de Consumo nos Anos 1990 (Evidências Preliminares). **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, p. 141-150, dez., 2001.

CARVALHO, R. M.; BARRETO, F. A. F. D. Learning-by-Doing, Produtividade Agrícola e Crescimento Econômico. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 60, n.1, p. 5-19, jan./mar., 2006.

CAVES, D. W.; CHRISTENSEN, L. R.; DIEWERT, W. E. Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity Using Superlative Index Numbers, **Economic Journal**, Malden, v. 92, p. 73-86, 1982a.

CAVES, D. W.; CHRISTENSEN, L. R.; DIEWERT, W. E. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity. **Econometrica**, Malden, v. 50, p. 1393-1414, 1982b.

COELLI, T.; PRASADA RAO, D. S.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**. 2nd ed, New York: Springer, 2005. 356 p.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Séries Históricas**. Brasília. Disponível em: <www.conab.gov.br>. Acesso em: 16 jun. 2013.

CONRADIE, B.; PIESSE, J.; THIRTLE, C. District-level total factor productivity in agriculture: Western Cape Province, South Africa, 1952-2002. **Agricultural Economics**, Malden, v. 40, n. 3, p. 265-280, 2009.

D'AGOSTINO, R. B.; PEARSON, E.S. Tests for Derpature from Normality. Empirical results for the distributions of b^2 and $\sqrt{b^1}$. **Biometrika**, Oxford, v. 60, n.3, p. 613-622, 1973.

DATT, G.; RAVALLION, M. Farm Productivity and Rural Poverty in India. The **Journal of Development Studies**, Oxfordshire, v. 34, n. 4, p. 62-85, 1998.

DEBREU, G. The Coefficient of Resource Utilization. **Econometrica**, Malden, n. 19, p. 273-292, jul., 1951.

- FAN, S. Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture. **American Journal Agricultural Economic**, Malden, n. 2, p. 266- 275, may., 1991.
- FÄRE, R., GROSSKOPF, S. NORRIS, M. ZHANG, Z. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 84, n. 1, p. 66, mar. 1994
- FARRELL, M. J. The Measurement of Productive Efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, Malden, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.
- FEITOSA, D. G.; SILVA, A. B.; ABREU, C. C. A.; BARRETO, F. A. F. D. Produtividade Total dos Fatores e Decomposição da PTF para Países da América Latina 1960-2000. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010. Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010. 20 p.
- FERRANTI, D.; PERRY, G. E.; FOSTER, W.; LEDERMAN, D.; VALDÉS, A. **Beyond the City The Rural Contribution to Development**. Washington: World Bank, 2005. 245 p.
- FERREIRA, P. C.; ROSSI, J. L. New Evidence from Brazil on Trade Liberalization and Productivity Growth. **International Economic Review**, Hoboken, v. 44, n. 4, nov., 2003.
- FERREIRA FILHO, J. B. S. Ajustamento Estrutural e Crescimento Agrícola na Década de 80: Notas Adicionais. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 18, n. 4, out./dez., 1998.
- FERREIRA FILHO, J. B. S. Avaliação dos Ganhos Sociais Decorrentes do Progresso Técnico na Agricultura Brasileira. CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008. Rio Branco. **Anais ...**, Rio Branco: SOBER, 2008. 27 p..
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS – FAO. **FAOSTAT**. Disponível em: <www.fao.org>. Acesso em: 18 jun. 2013.
- FUGLIE, K. O. Total Factor Productivity in the Global Agricultural Economy: Evidence from FAO Data. In: ALSTON, J. M.; BABCOCK, B. A.; PARDEY, P (Ed.) . **The Shifting Patterns of Agricultural Production and Productivity Worldwide**. Ames: Midwest Agribusiness Trade Research and Information Center, 2010. chap. 4, p. 63-96
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA – FGV-IBRE. **FGVDADOS**. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br>>. Acesso em: 13 abr. 2014.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E. T.; VALDES, C.; BACCHI, M. P. R. Produtividade da agricultura: Resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 23, n. 31, jul./set. 2014.

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. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010. Salvador, **Anais...** Salvador: SOBER, 2010. 21 p.

GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. **Crescimento da Agricultura Brasileira e Política Agrícola nos Anos Oitenta**. Brasília: IPEA. 1990. 30 p. , (Texto para Discussão 204).

GREENE, W. H. A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model. **Journal of Econometrics**, Princeton, v. 46, n. 1-2, p. 141-163, 1990

GREENE, W. H. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. **Journal of Econometrics**, Princeton, v. 126, n. 2, p. 269-303, jun. 2005.

GROSSMANN, A.; LOVE, I.; ORLOV, A. The dynamics of exchange rate volatility: A panel VAR approach. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, Amsterdam, n. 14, p. 1-27, 2014.

HEAD, A.; LLLOYD-ELLIS, H.; SUN, H. Search, Liquidity and the Dynamics of House Prices and Construction. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 104, nº4, apr., 2014

HOFFMANN, R. Desigualdade da Renda e das Despesas *per capita* no Brasil, em 2002-2003 e 2008-2009, e Avaliação do Grau de Progressividade ou Regressividade de Parcelas da Renda Familiar. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3, p. 647-661, dez., 2010.

HOFFMANN, R. Segurança Alimentar e Produção de Etanol no Brasil. **Segurança Alimentar e Nutricional**, Campinas, v. 13, n. 2, p. 01-05, 2006.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. ROSEN, H. S. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. **Econometrica**, Malden, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, nov. 1988.

HONAKER, J.; KING, G.; BLACKWELL, M. Amelia II: A Program for Missing Data. **Journal of Statistical Software**, Los Angeles, v. 45, n. 7, p. 1-47, 2011.

HOMEM DE MELO, F. Tendência de Queda nos Preços Reais de Insumos Agrícolas. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.12, n. 1, jan./mar., 1992.

HULTEN, C. Total Factor Productivity: A Short Biography. In: HULTEN, C. R. DEAN, E. R.. HARPER, M. J. (Ed.). **New Developments in Productivity Analysis.**, Chicago: University of Chicago Press, 2000. chap. 1, p. 1-53

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Censo Agropecuário: 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/96, 2006**. Disponível em: <<http://ibge.gov.br/home>>. Acesso em: 18 jun. de 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEADATA. **IPEADATA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 17 fev. 2015.

JACKS, D. S. **From Boom to Bust: a Typology of Real Commodity Prices in the Long Run**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2014. 85 p., (Working Paper, 18874)

KALIRAJAN, K. P.; OBWONA, M. B.; ZHAO, S. A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: The Case of Chinese Agricultural Growth Before and After Reforms. **American Journal Agricultural Economics**, Malden, n. 78, p. 331-338, May., 1996.

KOOPMANS, T. C. An Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities. In: KOOPMANS, T. C. (Ed.). **Activity Analysis of Production and Allocation, Cowles Commission for Research in Economics**, New York, 1951. (Monograph, 13).

KUMBHAKAR, S.C. Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Efficiency. **Journal of Econometrics**, Princeton, v. 46, n. 1, p. 201-211, 1990

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, N. **Stochastic Frontier Analysis**. Cambridge, 2000. 333 p.

KUMBHAKAR, S. C.; WANG, H.; HORNCastle, A. P. **A practitioner's Guide o Stochastic Frontier Analysis Using Stata**. Cambridge: Cambridge University Press, 2015. 290 p.

LOVE, I.; ZICCHINO, L. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, n. 46, p. 190–210, 2006.

MALMQUIST, S. Index Numbers and Indifference Surfaces. **Trabajos de Estadística Y de Investigacion Operativa**, Berlim, v. 4, n. 2, p. 209-242, 1953.

MARINHO, E.; BITTENCOURT, A. Crescimento Econômico e Dinâmica Distribucional entre países. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.60, n.3, p. 261-279, jul./set., 2006.

MARINHO, E.; CARVALHO, R. M. Comparações Inter-Regionais da Produtividade da Agricultura Brasileira – 1970-1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 34, n. 1, 36 p. 2004.

MATSUYAMA, K. Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth. **Journal of Economic Theory**, Ithaca, v. 58, p. 317-334, 1992.

MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C.; SALVATO, M. A. Investimentos em Infraestrutura e Produtividade Total dos Fatores na Agricultura Brasileira: 1985-2004. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n.2, p. 91-102, abr./jun., 2009.

MORA, N.; LOGAN, A. Shocks to Bank Capital: Evidence from UK Banks at Home and Away. **Journal of Applied Economics**, Buenos Aires, v. 44, n. 12, 33 p., 2012

MORANDI, L.; REIS, E. J. Estoque de Capital Fixo no Brasil, 1950-2002. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004. João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004. 20 p.

MORISSET, J. **Unfair Trade? Empirical Evidence in World Commodity Markets over the past 25 years**. Washington: World Bank, 1997. 33 p. (Policy Research Working Paper, 1815)

NISHIMIZU, M. PAGE, J. M. Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78. **The Economic Journal**, Hoboken, v. 92, n. 368, p. 920-936, dec. 1982.

OREA, L. Parametric Decomposition of a Generalised Malmquist Productivity Index. **Journal of Productivity Analysis**, Dordrecht, v. 18, p. 5-22, 2002.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT – OECD. **STATISTICS**. Disponível em: < <http://www.oecd.org/statistics/>> Acesso em: 05 ago. 2013.

PIRES, J. O.; GARCIA, F. Productivity of Nations: A Stochastic Frontier Approach to TFP Decomposition. **Economics Research International**, Cairo, v. 1, 19 p., 2012.

RAMSEY, F. P. A mathematical Theory of Saving. **The Economic Journal**, Hoboken, v. 38, n. 152, p. 543-559, Dez. 1928

RODRIGUES, C. T.; COELHO, A. B.; BRAGA, M. J. GOMES, A. P. Demanda por nutrientes nas principais regiões metropolitanas do Brasil no período de 1995-2003. Ribeirão Preto, **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 16, n. 1, 2012, p. 5-30.

SILVA, A. F. **Transferência Interna e Externa de Renda do Agronegócio Brasileiro**. 2010. 132 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, Malden, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980.

SOLOW, R. Technical Change and the Aggregate Production Function. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 39, n. 3, 1957.

SOUZA, P. M.; LIMA, J. E. A Distribuição da Terra no Brasil e nas Unidades de Federação, 1970-1995/96. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 34, n. 1, jan./mar. 2003

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector Autoregressions. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 15, n. 4, p. 101-115, 2001

TAVARES, J. M.; ATALIBA, F.; CASTELAR, I. Mensuração da Produtividade Total dos Fatores para os Estados Brasileiros, sua Contribuição ao Crescimento do Produto e Influência da Educação: 1986-1998. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.32, n. Especial, p. 633-653, nov., 2001.

ULTREMARE, F. O. **Impacto da Produção e dos Preços do Agronegócio nos padrões de Consumo no Brasil**. 2012. 83 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2013.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; VIEIRA, A. C. P. **A inovação na Agricultura Brasileira: Uma Reflexão a partir da Análise dos Certificados de Proteção Cultivares**. Rio de Janeiro: IPEA. 2013. 42 p. (Texto para Discussão, 1866).

ANEXOS

ANEXO A – Tabela do χ^2 tabelado para os testes da razão de verossimilhança (LR teste) da forma funcional e da presença de eficiência técnica na estimação (equação 12)

χ^2 tabelado	1%	5%	10%
J=1	6,63	3,84	2,71
J=2	9,21	5,99	4,61
J=3	11,34	7,82	6,25
J=4	13,28	9,49	7,78
J=5	15,09	11,07	9,24
J=6	16,81	12,59	10,64
J=7	18,48	14,07	12,02

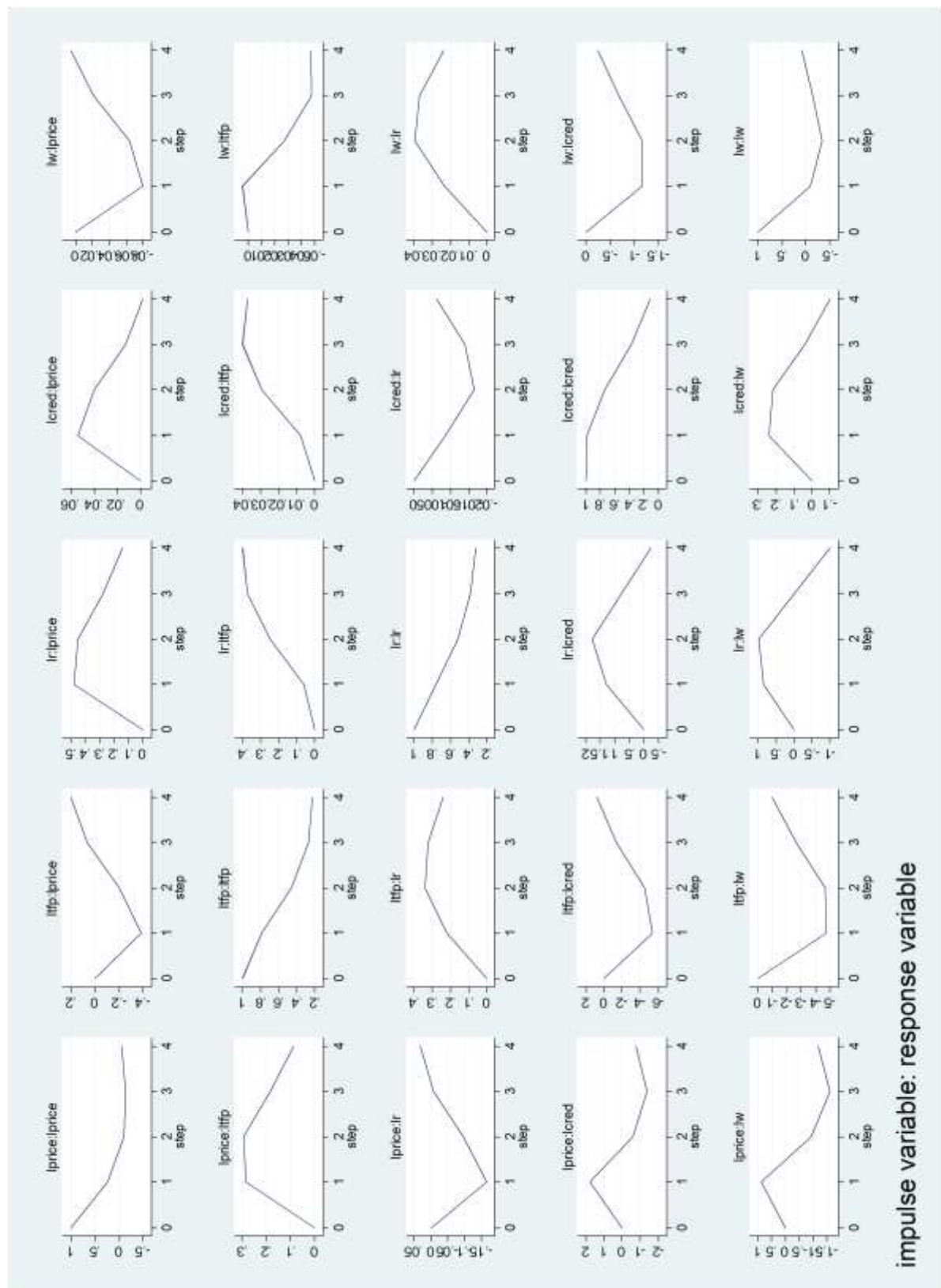
ANEXO B - Modelos estimados de Fronteira Estocástica, com a ineficiência variando no tempo e com progresso técnico.

Coeficientes	Modelos com variação do tempo				
	Kumbhakar (1990)	Battese e Coelli (1992)	Battese e Coelli (1995)	Battese e Coelli (1995) ^a	Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015)
β_0	31.83 ^{NS}	34.01*	33.65*	34.82*	32.47*
β_T	-0.18 ^{NS}	-0.20	-0.19*	-0.30	-0.29

β_L	2.46 ^{NS}	3.32*	2.36*	3.16*	2.42*
β_K	-3.23*	-3.65*	-3.16*	-3.63*	-3.04*
β_{LL}	0.17*	0.22*	0.16**	0.26*	0.14***
β_{TT}	0.24*	0.29*	0.24**	0.24**	0.19***
β_{KK}	0.32*	0.34*	0.32*	0.38*	0.29*
β_{LT}	-0.09 ^{NS}	-0.18*	-0.09***	-0.11**	-0.10**
β_{LK}	-0.12*	-0.13**	-0.12	-0.20*	-0.11***
β_{TK}	-0.11*	-0.10	-0.11	-0.10	-0.08
β_t	0.22 ^{NS}	2.02*	0.02	0.03	0.20
β_u	0.11 ^{NS}	0.07*	0.15*	0.13*	0.15*
β_{tL}	0.04 ^{NS}	0.04***	0.02	0.02	0.02
β_{tT}	0.03*	0.10*	0.03	0.01	0.03
β_{tK}	-0.06*	-0.17*	-0.05**	-0.04***	-0.06**
Log verossimilhança	-2.72	5.89	-31.07	-28.40	-26.38
AIC	27.45	26.22	98.14	83.05	88.77
BIC	60.56	83.42	152.33	143.27	144.96
Eficiência média	0.74	0.45	0.82	0.94	0.77

Fonte: elaboração própria. NS: não se aplica, *significativo a 1%, ** a 5% e ***a 10%. a - No modelo foi inserida a variável índice de Gini de concentração de terra para a estimação do termo de ineficiência técnica.

ANEXO C - Função Impulso resposta para as variáveis estimadas: PTF, preços agrícolas, crédito agrícola, salário rural e renda domiciliar *per capita*.



Fonte: elaboração própria.