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

**Produtividade do setor agropecuário e mudança estrutural no Brasil – uma
análise para o período 1981 a 2013**

Péterson Felipe Arias Santos

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências: Área de concentração: Economia
Aplicada

**Piracicaba
2015**

Péterson Felipe Arias Santos
Bacharel em Ciências Econômicas

Produtividade do setor agropecuário e mudança estrutural no Brasil – uma análise para o período 1981 a 2013

Orientador:
Prof. Dr. **HUMBERTO FRANCISCO SILVA SPOLADOR**

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

**Piracicaba
2015**

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

Santos, Pétersson Felipe Arias

Produtividade do setor agropecuário e mudança estrutural no Brasil – uma análise para o período 1981 a 2013 / Pétersson Felipe Arias Santos. - - Piracicaba, 2015.
106 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

1. Agropecuária 2. Mudança estrutural 3. Produtividade total dos fatores I. Título

CDD 338.10981
S237p

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

AGRADECIMENTOS

Agradeço a meus pais pela paciência e apoio ao longo de toda minha vida acadêmica. Ao professor Humberto, meu orientador, por seus muitos comentários e detalhado acompanhamento ao longo de todas as etapas do desenvolvimento desta dissertação e sem o qual não a teria conseguido realizar. Aos professores Bento, Cassiano (da UFSCar) e Geraldo pelas valorosas sugestões na banca de qualificação.

Aos meus amigos e colegas de mestrado, em especial aqueles que dividiram comigo os esforços das diversas disciplinas: Aline (Mauta), Haroldo, Luciana e Jéssica (Lukura). Também a meus amigos “extra-ESALQ” e, em particular, a meu tio Abel.

Ao Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ cujo ambiente permeou toda a elaboração deste trabalho e ao pessoal da secretaria do PPGEA, especialmente Maielli e Aline que sempre assistiram a todos os estudantes dos programas nos diversos processos formais e prazos.

Agradeço ainda ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo suporte financeiro ao longo de todo o mestrado.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	11
LISTA DE TABELAS	13
LISTA DE QUADROS	15
1 INTRODUÇÃO.....	17
1.1 Definição e contextualização.....	17
1.2 A literatura sobre mudança estrutural.....	21
1.3 Objetivo, relevância e estrutura do trabalho	23
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	25
2.1 Aspectos gerais do processo de mudança estrutural.....	25
2.2 O papel da agricultura no processo de mudança estrutural	30
3 METODOLOGIA.....	35
3.1 Modelo.....	35
3.1.1 A estrutura da economia	36
3.1.2 O agente representativo	38
3.1.3 As firmas	38
3.1.4 O equilíbrio da economia	39
3.2 Calibração	45
3.2.1 O parâmetro do fator terra	45
3.2.2 Os parâmetros da função utilidade	46
3.2.3 A taxa de depreciação do capital	49
3.2.4 A taxa de desconto intertemporal	50
3.2.5 A participação dos fatores de produção na renda setorial	51
3.2.6 Os parâmetros iniciais	51
3.3 Obtenção das séries de produtividade total dos fatores	52

3.3.1 O método da decomposição do crescimento.....	52
3.3.2 A mensuração do produto	55
3.3.3 A mensuração do uso do capital	56
3.3.4 Obtenção da série do fator trabalho	58
3.3.5 A série do fator terra	60
3.4 Método computacional para solução numérica.....	61
4 RESULTADOS.....	63
4.1 Resultados para a produtividade total dos fatores (PTF)	63
4.1.1 Evolução da PTF na agropecuária	63
4.1.2 Evolução da PTF na indústria	68
4.1.3 Evolução da PTF no setor de serviços	71
4.2 Resultados do modelo dinâmico	74
4.2.1 Resultados do modelo base	74
4.2.2 Análise de sensibilidade.....	80
4.2.3 Cenário alternativo: um crescimento menor da produtividade da agropecuária.....	83
5 CONCLUSÃO	89
REFERÊNCIAS	91
ANEXOS	99

RESUMO

Produtividade do setor agropecuário e mudança estrutural no Brasil – uma análise para o período 1981 a 2013

O setor agropecuário brasileiro experimentou nas últimas décadas elevados ganhos de produtividade, fato esse que tem sido amplamente debatido na literatura econômica sobre o tema. O crescimento da produtividade agropecuária permitiu um amplo processo de liberação de mão de obra para as atividades urbanas e, especialmente, para o setor de serviços, possibilitando a ocorrência de mudança estrutural com redução da importância do setor primário na economia brasileira. A presente dissertação tem, dessa forma, dois objetivos, constituindo-se o primeiro a implementação de um modelo dinâmico de equilíbrio geral ajustado para refletir o padrão de mudança estrutural observado no Brasil entre 1981 e 2013. A análise insere-se na visão de que o crescimento da produtividade do setor primário é condição necessária para a mudança estrutural das economias ao longo de seu desenvolvimento, diferenciando-se, portanto, da abordagem que atribui o processo de mudança estrutural à presença de diferentes elasticidade-renda no consumo dos bens produzidos por cada setor. O segundo objetivo é utilizar o modelo calibrado para examinar um cenário hipotético em que a produtividade agropecuária comportar-se-ia como o observado para a economia brasileira, avaliando suas implicações sobre as participações de três setores (agropecuária, indústria e serviços) no valor adicionado total a preços correntes e no emprego. Especificamente, o modelo utilizado foi inspirado em Verma (2012) que constitui, por sua vez, uma adaptação empírica do modelo teórico proposto por Ngai e Pissarides (2007), e tem como mecanismo para a ocorrência de mudança estrutural o crescimento diferenciado da produtividade total dos fatores (PTF) em cada setor da economia. O modelo base foi calibrado a partir de dados observados e revisão bibliográfica, e solucionado numericamente incorporando as séries de crescimento das PTFs dos três setores, obtidas por decomposição do crescimento *à la* Solow (1957), e reproduziu de maneira adequada o nível e, principalmente, tendência das participações no valor adicionado. A partir dos resultados obtidos, a simulação realizada sugeriu que em um cenário de baixo crescimento da produtividade agropecuária, a mão de obra do setor não teria sido liberada na magnitude em que efetivamente ocorreu, implicando a manutenção da participação deste setor no emprego e no valor adicionado, às custas do setor de serviços que haveria, então, passado por uma desaceleração do crescimento de suas participações nestas duas medidas de mudança estrutural.

Palavras-chave: Agropecuária; Mudança estrutural; Produtividade total dos fatores

ABSTRACT

Agricultural productivity and structural change in Brazil - an analysis of the period of 1981-2013

In the last decades, Brazilian agriculture has experienced high productivity gains, as discussed by many studies in the economic literature. The agricultural productivity growth has allowed for a wide transfer of labor from agriculture to urban activities, especially to services sector, enabling the structural change process by reducing the primary sector share in Brazilian economy. This thesis has two objectives; the first one is the implementation of a dynamic general equilibrium model which capture the Brazilian structural change patterns between 1981 and 2013. The second objective is to simulate an alternative scenario in which agricultural productivity would have grown at the same rate as Brazilian economy's productivity has grown. More specifically, the model adopted was based on Verma (2012), which is an empirical adaptation of the theoretical model developed by Ngai and Pissarides (2007), which assumes that differences in sectoral total factor productivity (TFP) growth are the main mechanism for structural change occurrence. The baseline model was numerically solved after calibration with real data and literature review, and obtainment of sectoral TFP growth series by growth accounting *à la* Solow (1957), and it reproduces robustly the level and trend of the three sectors' value added shares in the economy. The alternative scenario's simulation suggests that in the presence of low agricultural productivity growth, the labor would not be released from agriculture at the same magnitude, what would imply in a lower growth of service sector's shares in the stylized measures of structural change.

Keywords: Agriculture; Structural change; Total factor productivity

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do índice (1982 = 100) da produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária e da economia agregada brasileiras.....	18
Figura 2 – Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços no emprego total do Brasil entre 1950 e 2011.....	19
Figura 3 – Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços no valor adicionado total a preços correntes do Brasil entre 1970 e 2013.	19
Figura 4 – Evolução das taxas de crescimento dos valores adicionados setoriais no Brasil entre 1981 e 2013.	55
Figura 5 – Evolução das taxas de crescimento do consumo de energia total, <i>proxy</i> para o uso do capital, por setor no Brasil entre 1981 e 2013.	58
Figura 6 – Evolução das taxas de crescimento do pessoal ocupado por setor econômico no Brasil entre 1982 e 2013.	60
Figura 7 – Evolução da taxa de crescimento da área plantada de grãos no Brasil, entre 1982 e 2013.	60
Figura 8 – Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores no setor agropecuário brasileiro entre 1981 e 2013.....	64
Figura 9 – Taxas de crescimento da PTF do setor agropecuário brasileiro, entre 1982 e 2013, segundo cálculos próprios e Gasques et al. (2012a) e da atividade de lavouras, segundo Bonelli e Fonseca (1998).....	66
Figura 10 – Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores no setor industrial brasileiro entre 1981 e 2013.	68
Figura 11 – Taxas de crescimento da PTF da indústria brasileira entre 1982 e 2013: cálculos próprios versus Bonelli e Fonseca (1998) (apenas indústria de transformação). 69	
Figura 12 – Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores no setor de serviços brasileiro entre 1981 e 2013.	72
Figura 13 – Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços na composição do valor adicionado total em preços correntes, observadas e simuladas pelo modelo no Brasil entre 1981 e 2013	75
Figura 14 – Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços na composição do emprego total brasileiro, observadas e simuladas pelo modelo, entre 1981 e 2013.....	77

Figura 15 – Evolução dos preços dos bens agropecuário e de serviços relativamente ao preço do bem industrial, no Brasil, entre 1981 e 2013, observados e simulados pelo modelo.....	79
Figura 16 – Comparativo entre resultados do modelo base ($\theta = 0.57$ e $\gamma = 0.16$) e modelo com parâmetros retirados de Lima (2007) ($\theta = 0.24$ e $\gamma = 0.51$).	81
Figura 17 – Comparativo entre resultados do modelo base ($\theta = 0.57$ e $\gamma = 0.16$) e modelo com parâmetros $\theta = 0.24$ e $\gamma = 0.51$	82
Figura 18 – Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária e da economia agregada brasileiras.	84
Figura 19 – Comparativo entre resultados do modelo base com cenário alternativo em que a PTF agropecuária cresce à mesma taxa da economia agregada brasileira.	85

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Participação dos fatores de produção na renda dos grandes setores brasileiros no ano de 2007.....	51
Tabela 2 – Regressão por MQO da taxa de crescimento da produtividade do trabalho (PT) contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) na agropecuária brasileira, no período entre 1982 e 2013.....	67
Tabela 3 – Regressão por MQO da taxa de crescimento da produtividade do trabalho (PT) contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) na indústria brasileira, no período entre 1982 e 2013.	71
Tabela 4 – Regressão por MQO da taxa de crescimento da produtividade do trabalho (PT) contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) no setor de serviços brasileiro, no período entre 1982 e 2013.	73
Tabela 5 – Taxas de crescimento anual composta das participações dos setores no valor adicionado total a preços correntes, simuladas e observadas, no Brasil entre 1981 e 2013 (% a.a.).	76
Tabela 6 – Taxas de crescimento anual composta das participações dos setores no emprego total, simuladas e observadas, no Brasil entre 1981 e 2013 (% a.a.).	78
Tabela 7 – Participação dos setores agropecuária, industrial e de serviços brasileiros em 2013: valores observados, previstos no modelo base e previstos no cenário alternativo.	86
Tabela 8 – Comparação das taxas de crescimento médias compostas entre 1981 e 2013 das participações dos setores no valor adicionado total a preços correntes e emprego total no Brasil (% a.a.) por cenário de simulação.	87

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Agregação utilizada das atividades econômicas presentes no Balanço Energético Nacional (BEN) nos três grandes setores econômicos brasileiros considerados no trabalho.	57
Quadro 2 – Agregação dos ramos de atividade da ocupação na semana de referência das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) nos setores agropecuário, industrial e de serviços (1981-2013).	59
Quadro 3 – Valores dos parâmetros utilizados na solução do modelo base.....	74

1 INTRODUÇÃO

1.1 Definição e contextualização

A literatura sobre desenvolvimento econômico tem relatado, de maneira ampla, a predominância do setor de serviços no produto e na alocação da força de trabalho, conforme as economias atingem níveis mais elevados de renda. Mais recentemente, nas economias em desenvolvimento, de acordo com Rodrik (2015), tem sido observada uma redução da participação da indústria no valor adicionado e no emprego a partir de um nível de renda abaixo daquele observado em economias desenvolvidas, quando estas experimentaram o aumento da participação do setor de serviços tanto no valor adicionado como no emprego. Esse processo, ou seja, a realocação de recursos ou atividade econômica entre agricultura, indústria e serviços tem sido denominado de mudança ou transformação estrutural, sendo as medidas mais utilizadas para sua avaliação as participações dos setores no valor adicionado, no emprego e na despesa com consumo final.

Além disso, trabalhos como os de Caselli (2005) e Restuccia, Yang e Zhu (2008) sugerem que o setor agrícola possui influência sobre as diferenças de renda e produtividade entre as economias, de modo que países com menor nível de renda tendem a apresentar menor produtividade do setor agrícola, relativamente a países com nível de renda mais elevado, ao mesmo tempo em que empregam uma parcela maior da força de trabalho neste setor. Gollin, Parente e Rogerson, (2002), por exemplo, avaliaram que mesmo as economias que utilizam tecnologia moderna na agricultura, mas possuem baixa produtividade, utilizam mais trabalho no setor, reduzindo a disponibilidade deste fator para outros setores, e acarretando um menor nível de produto agregado.

No caso particular do Brasil, tem-se que a economia foi caracterizada a partir da década de 1980 por um elevado grau de volatilidade das taxas de crescimento econômico. Os anos 1980 foram marcados, em seu início, por um grande desequilíbrio externo decorrente de aumentos nos preços internacionais do petróleo, pela aceleração do processo inflacionário e, posteriormente, por uma série de planos econômicos que, contudo, não lograram atingir os objetivos de estabilização monetária (HERMANN, 2011; CASTRO, 2011). Naquela década, observou-se forte desaceleração do crescimento que passou 8,7%, em média, no período 1971-1980 para apenas 1,7% entre 1981 e 1990 (IPEA, 2015), com ocorrência, inclusive, de períodos de retração do PIB. A década de 1990, por sua vez, também não apresentou elevação relevante das taxas de crescimento da economia brasileira, ainda que seja comumente

identificada pela realização de uma série de reformas estruturais como a abertura econômica, privatizações e estabilização monetária. Finalmente, nos anos 2000, o país logrou crescer a taxas mais elevadas, como resultado das reformas realizadas nos anos de 1990, melhorias no sistema de crédito e dos termos de troca.

Neste contexto, analisando o período entre 1982 e 2013, observa-se, todavia, que a agricultura brasileira apresentou importante contribuição para o crescimento econômico do país. De acordo com a literatura econômica acerca do tema, esta contribuição ocorreu mediante elevados ganhos de produtividade, conforme identificado em diversos estudos, contrastando, assim, com o comportamento da produtividade agregada da economia brasileira que manteve um baixo crescimento ao longo das últimas décadas. Pode-se ilustrar estas características por meio da figura 1 em que compara-se os comportamentos dos índices da produtividade total dos fatores (PTF) agropecuária, obtida por Gasques et al. (2012a)¹, e da PTF agregada da economia brasileira, retirada do trabalho de Barbosa Filho e Pessoa (2014).

Figura 1 – Evolução do índice (1982 = 100) da produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária e da economia agregada brasileiras

Fonte: Gasques et al. (2012a) e Barbosa Filho e Pessoa (2014)

Pode-se afirmar, portanto, que há evidência de que o crescimento do valor adicionado pela agropecuária brasileira, em grande medida, mimetiza a dinâmica de sua produtividade. Além disso, ao viabilizar contínuo aumento da produção, os ganhos de produtividade permitiram ampla liberação de mão de obra para atividades alternativas – especificamente, dos setores industrial e de serviços – simultaneamente à redução dos preços dos alimentos e manutenção dos níveis de abastecimento. A figura 2 mostra de que maneira, desde a década de 1950, o emprego tem sido transferido da agropecuária para a indústria e, sobretudo, para o setor de serviços, tipicamente identificado como pouco dinâmico, em um movimento que

¹ As atividades econômicas consideradas por Gasques et al. (2012a) foram lavouras temporárias, lavouras permanentes, pecuária e abate e produção de animais.

diferencia-se do padrão comumente atribuído aos países desenvolvidos, e que poderia ser inserido no contexto de um fenômeno amplo de desindustrialização precoce na América Latina, conforme citado anteriormente (RODRIK, 2015).

Figura 2 – Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços no emprego total do Brasil entre 1950 e 2011

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de Timmer, De Vries, G. J. e De Vries, K. (2014).

Dessa forma, a agropecuária que chegou a ocupar aproximadamente dois terços da força de trabalho em 1950, na década de 2000 era responsável por menos de 20% do emprego total. Esta mudança na distribuição setorial do emprego, como ilustrado na figura 2, também é percebida na composição do PIB corrente – aqui medido a custo de fatores – no período entre 1970 e 2013, conforme a figura 3 apresentada a seguir.

Figura 3 – Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços no valor adicionado total a preços correntes do Brasil entre 1970 e 2013

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de IPEA (2015)

Isto posto, ainda que a agropecuária tenha consolidado um padrão de elevado crescimento, a redução de sua importância no emprego foi acompanhada pela redução aproximadamente à metade de sua participação no valor adicionado total a preços correntes, passando de uma participação de 11,6% em 1970 para 5,7% em 2013. Além disso, a análise equivalente poderia ser realizada por meio das participações setoriais no valor adicionado a

preços constantes², embora de forma precária, uma vez que os valores resultantes são sensíveis ao ano base selecionado, devido à perda de aditividade (IBGE, 2004)³. Com esta observação, poder-se-ia afirmar, contudo, que as mudanças na composição do valor adicionado, quando a preços constantes, mostram-se significativamente menos pronunciadas no período entre 1970 e 2013, independentemente do período base, com implicações importantes sobre a dinâmica do setor agropecuário. Dessa forma, a participação da agropecuária no valor adicionado a preços constantes praticamente estável⁴, simultânea à redução sistemática de sua importância no emprego, constitui-se uma evidência adicional quanto aos ganhos de produtividade obtidos pelo setor que, todavia, tem sido apontada como importante *causa* do processo de mudança estrutural, e não consequência do mesmo.

Como já expresso anteriormente, o processo de mudança estrutural pode ser definido como a realocação de recursos entre os setores agropecuário, industrial e de serviços ao longo do processo de desenvolvimento econômico (HERRENDORF; ROGERSON; VALENTINYI, 2013a). Indaga-se se no caso brasileiro este crescimento distinto da produtividade da agropecuária teria contribuído de maneira relevante para a dinâmica das participações dos três grandes setores no emprego e no valor adicionado total. Em caso afirmativo, a conclusão estaria em acordo com a tradicional percepção, enfatizada por diversos autores como, por exemplo, Lewis (1954), Rostow (1974) e Matsuyama (1992), de que o crescimento da produtividade agrícola é condição necessária à realocação da mão de obra para atividades tipicamente urbanas, caracterizadas pelos setores industrial e de serviços.

Isto posto, a presente dissertação pretende verificar esta hipótese por meio da aplicação de um modelo dinâmico que reflita o processo de mudança estrutural experimentado pela economia brasileira no período entre 1981 e 2013. A relevância do tema pode ser identificada pela possibilidade de os ganhos de produtividade agrícola, ao impelirem o processo de mudança estrutural, serem determinantes do nível de renda dos países e do atual *gap* existente entre os mesmos (ACEMOGLU, 2009; GOLLIN; PARENTE; ROGERSON, 2002, 2007), bem como pelo fato de a ocorrência de mudança estrutural ser considerada um

² Bonelli e Pessoa (2010) realizaram análise similar para o setor industrial, comparando suas participações no PIB a preços correntes e constantes.

³ “A perda da aditividade significa que as séries do PIB e do valor adicionado total a preços básicos (VA), encadeadas a partir das variações anuais, apresentarão uma diferença entre as séries calculadas pela soma de seus componentes encadeados individualmente.” (FEIJÓ et al., 2013, p. 317).

⁴ A preços de 1980, a participação da agropecuária partiu de 14,8% em 1970 para 13,4% em 2013, conforme dados de IPEA (2015).

dos processos inerentes ao desenvolvimento econômico, como afirmado, por exemplo, por Kuznets (1973) que a elencou como um de seis fatos estilizados deste processo⁵.

Deve-se destacar, porém, que a perspectiva descrita acima, associada ao lado da oferta compete com uma abordagem que atribui o processo de mudança estrutural à Lei de Engel, ou seja, à existência de diferentes elasticidade-renda no consumo dos bens produzidos por cada um dos grandes setores, que determinariam a diminuição da importância dos alimentos e, conseqüentemente, a redução da importância relativa do setor agrícola nas economias. Esta visão encontra-se presente, por exemplo, no trabalho de Kongsamut, Rebelo e Xie (2001). Assim, a próxima subseção apresenta brevemente ambas as perspectivas sobre a mudança estrutural, de forma a esclarecer suas diferenças e a inserção desse trabalho.

1.2 A literatura sobre mudança estrutural

Diversos autores analisaram os determinantes gerais para o processo de mudança estrutural que, entre outras coisas, poderiam alterar a sequência convencional em que a economia inicia-se agrária, industrializa-se e, ao final do processo torna-se uma economia de serviços – padrão concebido inicialmente na literatura sobre o tema. Duas abordagens consolidaram-se como interpretações teóricas para a ocorrência de mudança estrutural: pelo lado da demanda, conduzida por diferentes elasticidades-renda no consumo dos bens produzidos por cada setor; e pelo lado da oferta, resultante de ganhos tecnológicos diferenciados entre as atividades econômicas (ACEMOGLU, 2009; VERMA, 2012; HERRENDORF; ROGERSON; VALENTINYI, 2013b). Múltiplos trabalhos foram conduzidos sob estas alternativas, e pela combinação de ambos os componentes, dos quais alguns são apresentados na revisão bibliográfica da presente dissertação.

A interpretação pelo lado da demanda está associada à Lei de Engel e argumenta que, à medida que as economias se desenvolvem, via aumentos na renda *per capita*, a demanda por alimentos produzidos no setor primário reduzir-se-ia relativamente à demanda por bens não-agrícolas; assim, também diminuiria a importância relativa da produção agropecuária frente aos bens não agrícolas. Nesta perspectiva, em um segundo momento, o setor industrial

⁵ As outras características são: altas taxas de crescimento da renda *per capita*; crescimento da produtividade; mudanças na organização e ideologia das sociedades; inserção global pelas tecnologias de comunicação e transporte; e o fato de o crescimento econômico manter-se limitado a países que correspondem a pequena parcela da população mundial. Além disso, a mudança estrutural também poderia ser descrita em termos de mudanças na escala de produção e forma de gerenciamento das empresas (KUZNETS, 1973).

presenciaria redução de sua importância relativa em favor do setor de serviços, o que seria consequência da maior elasticidade-renda do consumo dos bens ofertados pelo último. Esta perspectiva é formalizada, por exemplo, em Kongsamut, Rebelo e Xie (2001) que verificaram se a mesma, isoladamente, poderia explicar o padrão observado de mudança estrutural, cujo o modelo desenvolvido, todavia, implicaria em uma participação constante da indústria no emprego e no produto.

A presente dissertação, contudo, adota a abordagem tecnológica, ou “pelo lado da oferta”, cujo argumento admite, inicialmente, elasticidade-renda unitária no consumo de todos os bens da economia, de forma que aumentos da renda não afetam *per se* a composição da cesta consumida – o que ocorre na perspectiva pelo lado da demanda. Isto posto, em um cenário de baixa elasticidade de substituição no consumo dos bens produzidos por cada setor, aquele com menor ganho tecnológico será compelido a aumentar sua participação no emprego, a fim de atender à demanda por seu bem; cenário que faz paralelo ao aumento da importância do setor de serviços em perspectiva semelhante à de Baumol (1967). Entre os trabalhos recentes, destaca-se o de Ngai e Pissarides (2007), que formalizou esta abordagem, dando destaque ao papel da dinâmica dos preços relativos resultante dos diferenciais de produtividade, bem como o de Verma (2012), que adaptou o modelo de forma a aplicá-lo empiricamente à economia indiana. O modelo desenvolvido por Verma (2012) é o mesmo empregado neste trabalho, com algumas poucas modificações, conforme descrito em detalhes na seção 3, referente à metodologia.

Permite-se, também, a combinação das duas perspectivas, agregando em um único modelo analítico, tanto alterações da cesta de consumo decorrentes do crescimento da renda *per se*, quanto as mudanças tecnológicas que influenciam a composição das economias, por meio de preços relativos. Entre trabalhos que optaram por esta alternativa tem-se, por exemplo Matsuyama (1992), Echevarria (1997), Buera e Kaboski (2009) e Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b); este último, particularmente, argumentara que os modelos de Kongsamut, Rebelo e Xie (2001) e Ngai e Pissarides (2007) constituem casos particulares de um modelo geral, sendo a adequação de cada um dos casos particulares determinada pela forma de mensuração do consumo. Desta forma, a análise pelo lado da demanda mostrar-se-ia adequada à avaliação da composição do dispêndio final, enquanto aquela pelo lado da oferta melhor reproduziria a padrão de mudança estrutural em termos de valor adicionado.

1.3 Objetivo, relevância e estrutura do trabalho

Como ressaltado anteriormente, tendo em vista o papel fundamental atribuído à agropecuária no processo de mudança estrutural e a adequação à análise da composição do valor adicionado total, a presente dissertação pretende ater-se apenas à abordagem pelo lado da oferta, que atribui a realocação do emprego e do produto ao crescimento diferenciado das produtividades setoriais. O trabalho possui, portanto, dois objetivos: 1) verificar em que medida um modelo dinâmico de equilíbrio geral com três setores, que assume a abordagem teórica baseada na evolução distinta das produtividades setoriais é capaz de reproduzir o padrão de mudança estrutural observado na economia brasileira, ocorrida no período entre 1981 e 2013; e 2) utilizar o modelo base para simular um cenário em que a produtividade agrícola comportar-se-ia tal qual aquela da economia brasileira, comparando o resultado desta simulação com aqueles gerados anteriormente pelo modelo base, associado ao primeiro objetivo.

Para os fins descritos, além da construção do modelo formal, foram realizadas a calibração dos parâmetros do mesmo, utilizando dados observados e revisão bibliográfica, e a decomposição do crescimento dos três setores, necessária à obtenção das séries de produtividade total dos fatores (PTF) que, em última análise, determinam a dinâmica simulada da economia. Após a solução numérica, o modelo base foi validado comparando-se as séries geradas pelo mesmo com aquelas observadas das participações dos setores no emprego total e no valor adicionado total a preços correntes no período de análise (1981 a 2013). Posteriormente, tendo se mostrado adequado à análise da mudança estrutural, o modelo base foi utilizado na simulação de um cenário alternativo, como descrito no parágrafo anterior. Ressalta-se que o diagnóstico a ser realizado é de longo prazo, não sendo, consequentemente, adequado à avaliação de flutuações de curto prazo ou previsão.

Para o caso brasileiro, a relevância do trabalho dá-se em virtude da aplicação de metodologia adicional à análise da mudança estrutural brasileira, e do papel do setor agropecuário neste processo. Além disso, conforme ressaltado por Acemoglu (2009), o crescimento da produtividade no setor primário aparenta ser condição necessária à ocorrência da mudança estrutural, e ao aumento da renda *per capita*.

Em termos de estrutura, o trabalho foi dividido em cinco seções, sendo a primeira a presente introdução. A segunda seção corresponde à revisão bibliográfica e está dividida em duas subseções, em que a primeira enfatiza a literatura recente sobre mudança estrutural em

seus aspectos gerais, nos âmbitos teórico e aplicado, além de apresentar sucintamente as primeiras contribuições acerca do tema, e a segunda subseção, por sua vez, elenca trabalhos que tratam explicitamente do papel da agropecuária na alteração da composição setorial das economias.

A terceira seção apresenta a metodologia empregada, e está subdivida em 4 subseções, a começar por aquela que descreve o modelo a ser utilizado, apresentando-se as hipóteses e o desenvolvimento algébrico do modelo em detalhes; a segunda subseção expõe o método de calibração dos parâmetros do modelo desenvolvido; a terceira detalha a decomposição do crescimento necessária ao cálculo das séries de crescimento das PTFs setoriais, bem como a seleção e obtenção dos dados necessários para este fim; finalmente, a quarta subseção descreve sucintamente o algoritmo numérico utilizado. A quarta seção do trabalho corresponde aos resultados obtidos e sua avaliação, encontrando-se segmentada em duas subseções, onde a primeira apresenta os resultados da decomposição do crescimento e tendências de longo prazo para as PTFs setoriais, e a segunda delinea os resultados gerados pela economia do modelo que são comparados aos dados efetivamente observados, assim como apresenta a simulação de cenário associada ao segundo objetivo deste trabalho e uma análise de sensibilidade do modelo quanto os parâmetros da função de produção da agropecuária. Finalmente, a última seção desta dissertação apresenta as considerações finais do trabalho.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Aspectos gerais do processo de mudança estrutural

Segundo Krüger (2008), inicialmente a preocupação dos economistas em relação à composição setorial das economias centrava-se na Hipótese dos Três Setores, e nos critérios para classificação das atividades econômicas de acordo com características intrínsecas que determinariam sua evolução no tempo. Neste sentido, a primeira contribuição foi realizada por Allan G. B. Fisher em 1939 que, além de classificar as atividades econômicas em três setores conforme uma hierarquia de necessidades, também identificou a tendência de redução da importância do setor primário em favor do secundário e, posteriormente, do terciário. Além disso, esse mesmo autor, em 1952, associou cada um dos setores a uma elasticidade-renda da demanda crescente no consumo dos bens produzidos. Tentativas posteriores de classificação das atividades em três categorias foram realizadas por Colin Clark em 1957, adotando uma sistemática de características comuns entre as mesmas, e por Martin Wolfe em 1955, utilizando a intensidade de uso de cada fator de produção – recursos naturais, mecânicos e humanos – como referência. Ainda segundo Krüger (2008), em 1949 e 1969, o economista francês Jean Fourastié buscou classificar as atividades em três setores com base em seu progresso tecnológico e, além disso, avaliou que alterações na produtividade do trabalho, ao reduzir os custos de produção, modificavam também os preços setoriais, determinando a direção da mudança estrutural.

Kuznets (1973) considerava a mudança estrutural como uma das características fundamentais do desenvolvimento econômico e identificava, concomitantemente, componentes de oferta e demanda como determinantes da mudança de composição das economias. Assim, afirmava que:

“Even if we allow for the impressive accumulation of capital, in its widest sense, the growth rate of productivity is high, and, indeed, mirrors the great rise in per capita product and in per capita pure consumption. Since the latter reflects the realized effects of advancing technology, rapid changes in production structure are inevitable – given the differential impact of technological innovations on the several production sectors, the differing income elasticity of domestic demand for various consumer goods, and the changing comparative advantage in foreign trade.”⁶
(KUZNETS, 1973, p. 250)

⁶ Ainda que assumamos uma apreciável acumulação de capital em seu sentido mais amplo, a taxa de crescimento da produtividade é alta e, na prática, espelha o grande aumento do produto per capita e consumo puro per capita. Uma vez que o segundo reflete os efeitos do avanço tecnológico, rápidas alterações na estrutura de produção são inevitáveis – dado o impacto diferenciado das inovações tecnológicas nos vários setores, as diferentes elasticidades-renda da demanda doméstica por vários bens de consumo e as mudanças nas vantagens comparativas.

Parte significativa do fundamento teórico sobre o papel da produtividade na determinação da dimensão dos setores e o início da discussão acerca dos efeitos negativos de uma economia baseada em serviços, foram apresentados por Baumol (1967). Em seu modelo há um setor tecnologicamente dinâmico, que utiliza o trabalho apenas como insumo de produção, e outro tecnologicamente estagnado, onde esse é o bem final *per se*; setores que poderiam ser identificados, respectivamente, como industrial e de serviços. Isto posto, dada a dependência do setor de serviços em relação ao fator trabalho, o crescimento de sua produtividade seria limitado e induziria a um aumento contínuo de sua participação no emprego. Finalmente, como consequência do aumento da participação do setor estagnado na economia, as taxas de crescimento da produtividade agregada e, portanto, do produto total diminuiriam.

Mais recentemente, os trabalhos sobre o tema passaram a formalizar a questão da mudança estrutural como, por exemplo, Echevarria (1997), que construiu um modelo dinâmico de equilíbrio geral que tratou da maneira como o crescimento econômico agregado e a composição setorial da economia se inter-relacionam em termos de causalidade. O modelo teórico possui três setores e três bens produzidos utilizando trabalho, capital e tecnologia – idêntica nos três setores, entretanto país-específica. A função utilidade do agente representativo é não-homotética, a fim de capturar diferentes elasticidades-renda no consumo de cada um dos bens. O modelo gera, como resultado, uma trajetória de crescimento equilibrado onde a fração do trabalho alocada em cada setor se torna assintoticamente estável e, simultaneamente, o estoque de capital e investimento crescem à mesma taxa em todos os setores, enquanto o consumo dos bens, por sua vez, cresce a taxas distintas dirigidas pelas diferentes elasticidades-renda de seus consumos.

Na década de 2000, dois trabalhos centraram as análises baseadas em aspectos de oferta e de demanda como determinantes da mudança estrutural. O primeiro deles, com o qual relaciona-se esta dissertação, corresponde ao de Ngai e Pissarides (2007), que enfatizaram o papel das mudanças na estrutura de preços relativos decorrentes de alterações nas produtividades setoriais, que conduziriam à mudança estrutural. O segundo é o realizado por Kongsamut, Rebelo e Xie (2001), que retomaram a Lei de Engel para destacar o papel do efeito-renda que levaria as economias, ao se desenvolverem, a consumirem e produzirem mais do bem com maior elasticidade-renda da demanda, o que corresponderia, geralmente, ao setor de serviços.

Especificamente, Kongsamut, Rebelo e Xie (2001) desenvolveram um modelo que busca conciliar os fatos estilizados do crescimento de Kaldor com aqueles de Kuznets. Esse modelo compreende três setores, a saber: agropecuária, indústria e serviços, cujas funções de produção são idênticas. Nesta construção, como o nível tecnológico é o mesmo em dado período para os três setores, então a mudança estrutural decorre apenas das diferentes elasticidades-renda da demanda pelos bens. A função utilidade escolhida é do tipo Stone-Geary, modelando um agente representativo com um nível de consumo de subsistência do bem agrícola, e uma oferta própria de serviços. Dadas tais opções, os autores demonstraram ser possível obter, simultaneamente, crescimento balanceado e mudança estrutural, com a fração do emprego decrescente no setor agrícola, constante no setor industrial, e crescente no setor de serviços, comportamento este que, por construção, é idêntico ao observado em relação ao produto setorial. Ressalta-se, todavia, que para que se observem estes comportamentos faz-se necessária a observância de uma hipótese restritiva, onde o valor do consumo de subsistência do bem agrícola é igual ao valor da dotação do bem do setor de serviços.

Pela abordagem em que o comportamento das produtividades setoriais determina o processo de mudança estrutural, Ngai e Pissarides (2007) apresentaram um trabalho de cunho teórico em que, no modelo básico, assumem um número arbitrário m de setores, onde $m-1$ produzem apenas bens finais e um setor, denominado indústria, produz tanto um bem de consumo, quanto um bem de capital. Os autores admitiram ainda que as funções de produção setoriais são idênticas exceto pelo nível de produtividade, sobre o qual impuseram a condição de que as PTFs setoriais cresçam a taxas diferentes umas das outras. Nesse modelo foi considerada uma função utilidade do tipo CES para o agente representativo que, em conjunto com as condições de equilíbrio e acumulação de capital, implicaram uma relação entre dispêndios no bem industrial e em outro bem qualquer determinada apenas pelo nível tecnológico dos dois setores em questão. Em relação à mudança estrutural, os autores demonstraram que as alterações nas participações dos setores no emprego total dependem fundamentalmente das diferenças de crescimento entre as PTFs de cada um deles, as quais, por sua vez, refletem-se nos preços relativos. Contudo, a direção da mudança estrutural é definida pela elasticidade de substituição no consumo dos bens, ou seja, se estes são complementares ou substitutos entre si. O crescimento equilibrado é viabilizado, neste modelo, pela imposição de restrições sobre os parâmetros da função utilidade.

Acemoglu e Guerrieri (2008), por sua vez, apresentaram uma explicação pelo lado da oferta para a mudança estrutural baseada em diferentes participações dos setores na renda

setorial, e na intensificação do uso do capital (*capital deepening*), compreendida como uma maior taxa de crescimento do estoque de capital relativamente ao trabalho na economia. Especificamente, neste modelo há apenas um bem final que é gerado pela combinação de dois bens intermediários, produzidos em setores distintos. Cada setor produtor de um bem intermediário possui uma função de produção única, que abrange capital, trabalho e tecnologia. No cenário em que a elasticidade de substituição entre os dois bens intermediários é menor que a unidade, o aprofundamento do capital leva o setor mais intensivo neste fator a aumentar sua produção, reduzindo o preço de seu bem intermediário, o que leva parte dos fatores de produção a migrar para o setor menos capital-intensivo, cujo efeito, contudo, não anula completamente o aumento da produção inicial.

Buera e Kaboski (2009), posteriormente, buscaram conciliar em um único modelo as abordagens de Kongsamut, Rebelo e Xie (2001) e de Ngai e Pissarides (2007), tratando-as como casos particulares, concluindo, contudo, não ser possível obter crescimento equilibrado neste modelo geral. O trabalho apresentou, também, uma análise quantitativa sobre a capacidade de o modelo descrever a evolução da economia dos Estados Unidos, obtendo resultados medianos, para os quais ressaltaram que o melhor ajuste seria aquele obtido pela seleção de uma função utilidade Leontief, caso se tratasse de um problema de maximização irrestrita.

Relacionado diretamente ao trabalho de Buera e Kaboski (2009), Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b) buscaram avaliar qual especificação da função utilidade obteria o melhor ajuste para os dados observados de consumo nos EUA, nos casos onde estes eram mensurados pelo valor do dispêndio final, e pelo valor do consumo de valor adicionado. Em consonância com Buera e Kaboski (2009), os autores sugeriram que os dados de consumo de valor adicionado são melhor descritos pelo modelo na presença de baixa elasticidade de substituição no consumo dos bens, indicando que a especificação de coeficientes fixos para a função utilidade seria adequada ao propósito. Os resultados, contudo, implicaram em um ajuste do modelo consideravelmente melhor que aquele obtido por Buera e Kaboski (2009), o que os autores avaliaram como consequência da extração do componente de investimento do valor adicionado de cada um dos setores, logo, não o considerando originário exclusivamente do setor industrial. Destaca-se, ainda, que a abordagem pelo lado da demanda, fundamentada no efeito renda, tende a ser adequada aos dados de dispêndio com consumo final, enquanto a análise pelo lado da oferta apresenta melhor aderência aos dados de consumo de valor adicionado.

Dekle e Vandenbroucke (2012) realizaram uma análise quantitativa da mudança estrutural ocorrida no setor privado da China incorporando, além dos mecanismos de mudança tecnológica e não-homoteticidade, uma medida para a participação do Estado. O modelo proposto possuía dois setores – agrícola e não-agrícola – com um agente representativo cuja função utilidade incorpora termos de consumo de subsistência, bem como uma restrição orçamentária que considerava explicitamente as transferências recebidas do governo; além do trabalho alocado nos setores agrícola e não-agrícola, ofertava-se trabalho para o governo, que não se constituía uma variável de escolha. Do lado da oferta, o crescimento tecnológico era exógeno com firmas maximizadoras de lucro. Ademais, o governo transferia toda a receita ou produção para o agente representativo. O modelo calibrado e solucionado resultou em um ajuste considerado insatisfatório. Para os autores existiam duas razões para a baixa qualidade do ajuste do modelo: a calibração em apenas um período, e forças econômicas não consideradas na análise.

Verma (2012) realizou uma análise quantitativa da adequação de uma versão adaptada à análise empírica do modelo teórico de Ngai e Pissarides (2007) – o qual é aplicado com pequenas alterações nesta dissertação – ao padrão de mudança estrutural observado na Índia. No caso indiano, a contabilidade do crescimento, necessária à solução do modelo, apontou o setor de serviços como o de maior crescimento da PTF no período analisado, devido especialmente à liberalização econômica ocorrida na década de 1990. Diferentemente de Buera e Kaboski (2009) e Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b), a elasticidade de substituição no consumo dos bens utilizada era maior que a unidade, tendo sido obtida econometricamente, e justificada mediante a observação simultânea de maior crescimento da PTF e do emprego no setor de serviços, o que, na estrutura do modelo, adviria unicamente da presença de elasticidade maior que a unidade. Como resultados, não obstante o crescimento agregado derivado do modelo ser não-balanceado, a construção ofereceu ajuste robusto para a participação dos setores no PIB, embora o mesmo não tenha sido verificado no caso das participações dos setores no emprego total daquele país.

Finalmente, além dos trabalhos aqui apresentados, Krüger (2008) realizou uma revisão bibliográfica sobre os modelos de crescimento tecnológico endógeno e modelos evolutivos; estes últimos focando-se em grande heterogeneidade de indivíduos, além de incerteza, análise fora do equilíbrio, entre outros aspectos, geralmente com resultados obtidos por meio de simulações computacionais.

2.2 O papel da agricultura no processo de mudança estrutural

Na literatura econômica brasileira acerca da mudança estrutural ocorrida no país, tem se sobressaído a questão da desindustrialização, mantendo, portanto, em segundo plano a avaliação do papel da agropecuária neste amplo processo, evidenciando uma limitação de sua abrangência. No âmbito geral, é importante ressaltar que, embora a análise da agropecuária no contexto da mudança estrutural ocorra de longa data, por vezes não é clara a distinção entre a literatura de mudança estrutural em termos de seus aspectos gerais, e aquela dedicada especificamente à importância da agropecuária neste processo. Neste sentido, Timmer (1988), por exemplo, afirmou que apenas a partir da década de 1960 passou-se a considerar efetivamente o papel da agricultura e de suas características específicas, em contraposição à noção, até então vigente, de sua contribuição para a mudança estrutural.

Apesar disso, a percepção de que o crescimento da produtividade agrícola era fundamental para o processo de desenvolvimento das economias já era identificada, por exemplo, no trabalho de Lewis (1954) que afirmava que, sem esses ganhos, os preços dos alimentos aumentariam conforme crescesse a demanda do setor urbano o que, em termos reais, reduziria o lucro do setor manufatureiro. Portanto, ter-se-ia que os desenvolvimentos industrial e agrícola necessariamente caminhariam juntos. Rostow (1974), por sua vez, também enfatizava que, como pré-condição para o desenvolvimento industrial, a agricultura deveria garantir gêneros alimentícios tanto para o consumo interno, quanto para a geração de divisas, especialmente por meio de ganhos de produtividade.

Johnston e Mellor (1961) estabeleceram, efetivamente, o que Timmer (1988) considerou a análise do papel da agricultura na mudança estrutural. Os autores avaliaram que existiriam dois fatores amplamente reconhecidos como responsáveis pelo processo de mudança estrutural e que estariam intimamente relacionados à agropecuária. O primeiro deles seria uma baixa elasticidade-renda por alimentos, enquanto o segundo corresponderia à capacidade de o setor agropecuário aumentar sua produção com uma força de trabalho alocada no setor constante ou declinante. Os autores ainda atribuíram cinco funções ao setor agropecuário no processo de desenvolvimento econômico; tais funções seriam: 1) oferta de alimentos e matérias-primas a preços decrescentes no tempo; 2) liberação de mão de obra para os demais setores emergentes, 3) formar mercado consumidor de bens industrializados; 4) efetivar a transferência de capital para a indústria; e 5) em uma economia aberta, proporcionar a geração de divisas. Assim, embora possam apresentar certo grau de competição entre si, as funções descritas dependem claramente dos ganhos de produtividade no setor.

Murphy, Shleifer e Vishny (1989) elaboraram um modelo com um bem agrícola e um *continuum* de bens manufaturados para consumo, em que o crescimento da produtividade agrícola emerge como pré-requisito ao processo de industrialização. Neste modelo, as preferências são não-homotéticas, definidas por um nível mínimo de consumo de alimentos e, além disso, existem duas tecnologias disponíveis para a produção dos bens manufaturados. Para os autores, a elevação da produtividade agrícola e o consequente aumento, em termos relativos, nos salários na indústria, levam a mão de obra a ser liberada para o setor industrial, o que, simultaneamente, eleva a produção industrial em proporção maior, em acordo com as conclusões de Lewis (1954).

Matsuyama (1992) construiu um modelo de dois setores que considerava apenas o fator trabalho em dois cenários distintos: uma economia fechada e outra aberta; havia a presença de termos de não-homoteticidade e de mudança tecnológica – exógena no setor agrícola e endógena no setor industrial. Seus resultados foram afetados fundamentalmente pelo cenário estabelecido: em uma economia fechada, ganhos de produtividade no setor agrícola, somados a uma elasticidade-renda da demanda do bem produzido nesse setor inferior à unidade, levaria à realocação do fator trabalho em favor da indústria. Por outro lado, em uma economia aberta, aumentos da produtividade agrícola poderiam atrair mão de obra do setor industrial, induzindo à desindustrialização. O autor, entretanto, ressaltou que tais conclusões poderiam ser alteradas de forma relevante diante da consideração de um setor de serviços, por definição *non tradable*.

Gollin, Parente e Rogerson (2002, 2007), por sua vez, elaboraram um modelo simples com dois setores em que o agente representativo possuía preferências não-homotéticas, de forma que havia um nível de subsistência de consumo do bem agrícola. No setor agrícola existia mais de uma tecnologia disponível, com distintos níveis de reposição a mudanças exógenas na tecnologia. Após calibrarem o modelo para o Reino Unido, os autores realizaram experimentos numéricos com vista a avaliar o impacto do nível tecnológico inicial na agricultura e na indústria. Os autores atribuíram papel fundamental à produtividade agrícola no desenvolvimento econômico, sugerindo que esta seja determinante do nível de renda dos países, e que as diferenças atuais no nível desta variável entre as nações poderia ser resultante do fato de terem iniciado sua mudança estrutural em momentos distintos – em decorrência de baixos níveis tecnológicos na agricultura – e de ainda não haverem concluído o processo de convergência, em contraposição à ideia de que seriam causadas por diferenças nos estados estacionários.

Dennis e İşcan (2007) desenvolveram um modelo de mudança estrutural em uma economia fechada com dois setores cujas funções de produção possuíam, exclusivamente, o trabalho como fator de produção. O agente representativo maximizava o valor esperado de uma função utilidade que, além do consumo, incorporava um nível de subsistência do bem agrícola e um custo fixo de migração de setor, que seria resultado de fatores como transporte, treinamento e aspectos psicológicos. A estrutura proposta permitiu obter não apenas uma participação crescente do setor não agrícola no emprego em acordo com os dados dos Estados Unidos, como também um diferencial de salários decrescente no tempo, aspecto presente na economia americana.

Alvarez-Cuadrado e Poschke (2011) avaliaram o papel da agricultura na mudança estrutural observada nas economias modernas examinando os mecanismos que denominaram *labor push* e *labor pull*. O primeiro correspondia à presença de avanços tecnológicos no setor agrícola combinados com a Lei de Engel que transferiam (*push*) mão de obra deste setor para o não-agrícola, enquanto o segundo relacionava-se aos avanços tecnológicos no setor não-agrícola, que absorviam (*pull*) a força de trabalho originária do setor agrícola. Analisando um painel com 12 países e longa série de tempo, os autores verificaram que o segundo mecanismo possui efeito relevante em estágios iniciais da mudança estrutural, e do desenvolvimento econômico, enquanto o primeiro tende a prevalecer nos países em estágios mais avançados.

Utilizando dados do Global Trade Analysis Project (GTAP), Spolador e Roe (2013) aplicaram um modelo de Ramsey estilizado com três setores visando avaliar o papel da agricultura no crescimento econômico brasileiro no período entre 1994 e 2010. Os resultados obtidos sugerem que o Brasil, ao contrário de muitos países em desenvolvimento, não tem apresentado tendência de redução significativa da participação do setor agrícola no produto agregado. Tal comportamento teria origem na combinação de produção agrícola altamente intensiva em capital e significativo crescimento da taxa de mudança técnica do setor, contribuindo para a manutenção de suas participações no emprego e produto total.

A possibilidade de uma elevada produtividade agrícola levar à realocação do fator trabalho em favor do setor primário, no caso de economias abertas, assim como em Matsuyama (1992), foi revisitada por Bustos, Caprettini e Ponticelli (2015) que avaliaram o impacto da adoção de sementes geneticamente modificadas e do milho safrinha, utilizados como *proxy* de mudanças técnicas que seriam, respectivamente, aumentadoras de trabalho (poupadoras de terra) e aumentadora de terra (poupadoras de trabalho). No caso da primeira,

se terra e trabalho forem fortemente complementares na produção, então o setor agropecuário perderia importância na economia do município, enquanto o contrário seria válido para a adoção do milho safrinha, ou seja, sua adoção teria efeito de aumentar a importância do setor agropecuário. Os resultados econométricos corroboraram a teoria e apontaram que cidades voltadas à produção de soja exibiram um aumento da área plantada com variedades geneticamente modificadas, e do valor do produto agrícola por trabalhador com redução na intensidade do trabalho, medida pela razão emprego por hectare, e experimentaram crescimento do emprego e reduções de salário no setor industrial. Por outro lado, cidades com maior potencial de adoção do milho safrinha experimentaram aumento do produto e áreas plantadas, mas com aumento da intensidade do trabalho, redução no emprego industrial e crescimento dos salários industriais.

Souza (2015) avaliou econometricamente a complementaridade entre crescimento agrícola e industrial em um painel com 62 países. A fim de identificar os efeitos de aumentos exógenos na produtividade da terra, o autor utilizou como variável instrumental para o crescimento da agricultura a média, ponderada pela população, da temperatura. Tal opção decorreu da evidência de que mudanças nas temperaturas médias anuais são relevantes para o rendimento das culturas presentes na maioria dos países em desenvolvimento. Assim, a temperatura média seria uma fonte de variação do rendimento agrícola que assemelhar-se-ia ao efeito de inovações tecnológicas. Ademais, a ponderação pela população decorreu da hipótese de que terras próximas a regiões densamente habitadas seriam cultivadas mais intensivamente. As diversas especificações implementadas implicaram resultados contrastantes com aqueles de versão anterior do trabalho de Bustos, Caprettini e Ponticelli (2015) cujas hipóteses não seriam, para o autor, adequadas a uma economia representativa em desenvolvimento de forma que, em seus resultados, ganhos tecnológicos aumentadores de terra induziriam o crescimento industrial, enfatizando os papéis tradicionalmente atribuídos à agricultura como fonte de poupança, divisas, receitas fiscais e demanda por bens manufaturados.

3 METODOLOGIA

O objetivo desta seção é apresentar todos os aspectos relacionados ao modelo utilizado, em termos de sua estrutura formal e calibração, bem como a obtenção das séries das PTFs setoriais incorporados em sua solução numérica, sua metodologia de cálculo e dados utilizados. A subseção 3.1 apresenta em detalhes o modelo teórico e as condições de equilíbrio estático e dinâmico resultantes, enquanto subseção 3.2 trata do método de calibração dos parâmetros presentes no mesmo. Após a obtenção dos parâmetros, apresenta-se o método de decomposição do crescimento na subseção 3.3 e, de forma breve, o método numérico de solução na subseção 3.4.

3.1 Modelo

O modelo dinâmico de equilíbrio geral determinístico a ser desenvolvido corresponde à uma adaptação e aplicação para o caso brasileiro daquele apresentado por Verma (2012) que, por sua vez, constitui uma adaptação para a análise empírica do modelo teórico concebido por Ngai e Pissarides (2007). Especificamente, a alteração em relação ao modelo de Verma (2012) consiste na inserção da função utilidade empregada por Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b), e nas consequentes alterações das condições de otimização estática e dinâmica. Devido à abordagem baseada no agente representativo, todas as variáveis são apresentadas, por definição, em termos *per capita*. Além disso, a notação utilizada para apresentar o modelo dinâmico é a mesma de Verma (2012) para os termos relativos à produção, e Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b) para aqueles relacionados às preferências do agente representativo.

Adicionalmente, de acordo com Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b), a formalização de cada uma das abordagens – pelo lado da oferta e pelo lado da demanda – apresenta aplicabilidade diferenciada em relação à forma de mensuração do consumo. Assim, o presente trabalho mantém a consistência ao realizar análise alusiva à composição do valor adicionado total que é, segundo os autores, adequada à abordagem de mudança tecnológica, ou “pelo lado da oferta”.

A economia simulada no modelo dinâmico de equilíbrio geral é fechada, e possui três setores denominados agropecuária, indústria e serviços, sendo o bem de capital produzido exclusivamente no segundo setor, da mesma forma que no modelo básico de Ngai e Pissarides

(2007). Além do capital distribuído entre os três setores, as firmas utilizam o fator trabalho cujo estoque total é normalizado para a unidade em todos os períodos, e a tecnologia que cresce a taxas exógenas, sendo os fatores de produção combinados em funções de produção do tipo Cobb-Douglas para cada setor. No caso do setor agropecuário, a função de produção ainda incorpora o fator terra, considerado fixo no período de solução do modelo. O agente representativo possui utilidade intratemporal com elasticidade de substituição constante no consumo dos bens, visando isolar sua dinâmica do efeito renda associado à Lei de Engel, e permitir que apenas os preços relativos – influenciados pelos crescimentos diferenciados das PTFs setoriais – afetem suas escolhas.

3.1.1 A estrutura da economia

Como mencionado anteriormente, na economia a ser simulada o bem de investimento é produzido exclusivamente no setor industrial, conforme Ngai e Pissarides (2007), de forma que

$$y_{it} = c_{it} + i_t, \quad (1)$$

onde y_{it} é o produto total da indústria, c_{it} é o consumo final do bem produzido por este setor e i_t é o investimento realizado na economia, referente ao período t . Além disso, por definição, o investimento corresponde à diferença entre o estoque de capital de um período qualquer e aquele do período imediatamente anterior descontada a depreciação, de tal forma que:

$$i_t \equiv k_{t+1} - (1 - \delta)k_t. \quad (2)$$

em que δ é uma taxa de depreciação constante e k_t é o estoque de capital da economia da economia no período t ⁷. Dessa forma, combinando (1) e (2), segue que a acumulação de capital deve ocorrer em acordo com a equação de diferença

$$k_{t+1} = y_{it} - c_{it} + (1 - \delta)k_t. \quad (3)$$

O estoque de capital acumulado da economia é alocado entre os três setores, conforme:

$$k_{at} + k_{it} + k_{st} = k_t. \quad (4)$$

⁷ k_t pode ser interpretado tanto como o estoque de capital da economia, quanto como a relação capital-trabalho agregada no período t , uma vez que a força de trabalho é normalizada para a unidade em todos os períodos.

Como decorrência das hipóteses de o investimento ser produzido exclusivamente no setor industrial, e de tratar-se de uma economia fechada, toda a produção dos setores agropecuários e de serviços deve ser consumida, o que é formalizado como

$$c_{at} = y_{at} \quad (5)$$

e

$$c_{st} = y_{st}. \quad (6)$$

A normalização do fator trabalho da economia para a unidade em todos os períodos assegura que o montante utilizado do mesmo pelos setores corresponde às respectivas participações destes no emprego total. Esse procedimento, realizado por Verma (2012), não está presente de forma explícita em Ngai e Pissarides (2007), que admite uma taxa de crescimento constante, mas corresponde ao caso particular em que esta é nula, e o estoque inicial de trabalho igual à unidade. Tal condição é representada como:

$$n_{at} + n_{it} + n_{st} = 1. \quad \forall t \quad (7)$$

Admite-se, ainda, a hipótese de que a firma agrícola é incapaz de alterar o montante utilizado de terra durante o período de análise, tal qual uma maximização de lucro no curto prazo⁸, sendo este fator tratado como um parâmetro do modelo, embora remunerado em um mercado competitivo; esta hipótese tem como principal função controlar de forma mais adequada as participações de cada fator na renda. Ngai e Pissarides (2007), contudo, utilizaram funções de produção idênticas com capital e trabalho, não contemplando, deste modo, o fator terra em sua análise, o que diferencia seu modelo daquele utilizado por Verma (2012) e, conseqüentemente, por esta dissertação. Tem-se, então, que:

$$l_{at} = \bar{l}_a. \quad (8)$$

Ademais, o mercado organiza-se com firmas arrendando os fatores de produção do agente representativo em mercados competitivos, sendo as remunerações do trabalho (salário), do capital (taxa de juros) e da terra (aluguel) no período t representadas, respectivamente, por w_t , r_{kt} e R_{lt} . Além disso, uma condição de arbitragem impõe que a remuneração de cada fator de produção seja idêntica em todos os setores.

⁸ Ver, por exemplo, Silberberg e Suen (2000, p. 84).

3.1.2 O agente representativo

A função utilidade do agente representativo aqui utilizada é uma versão logaritimizada daquela apresentada por Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b) e, em cada período t , é representada por⁹:

$$u(c_{at}, c_{it}, c_{st}) = \ln(\omega_a^\sigma c_{at}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_i^\sigma c_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_s^\sigma c_{st}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (9)$$

onde $\omega_{j \in \{a,i,s\}}$ são os pesos associados ao consumo de cada bem e $\sigma \geq 0$ é a elasticidade de substituição constante entre os três bens consumidos. Além disso, a especificação apresentada em (9) corresponde ao caso particular da função utilidade do tipo $v(c_{at}, c_{it}, c_{st}) = \frac{[\xi(\cdot)]^{1-\eta}-1}{1-\eta}$,

onde $\xi(\cdot) = \left(\sum_{j \in \{a,i,s\}} \omega_j^{1/\sigma} c_{jt} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ e η corresponde ao inverso da elasticidade de substituição intertemporal e assume o valor da unidade (NGAI; PISSARIDES, 2007).

O objetivo do indivíduo, porém, é maximizar a sequência de utilidades ao longo de um horizonte de tempo infinito, considerando uma taxa de desconto intertemporal β , de forma que a maximização da utilidade é expressa como:

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{at}, c_{it}, c_{st}), \quad (10)$$

sujeita à restrição orçamentária:

$$p_{at}c_{at} + c_{it} + p_{st}c_{st} + k_{t+1} - (1 - \delta)k_t = r_{kt}k_t + w_t + R_{lt}\bar{l}_a, \quad (11)$$

em que o preço do bem industrial é considerado um numerário, de tal sorte que p_{it} seja igual a 1 em todos os períodos, bem como deve-se recordar que $k_{t+1} - (1 - \delta)k_t$ é igual ao investimento realizado no período t , garantindo-se, assim, que toda a renda seja exaurida.

3.1.3 As firmas

O modelo de Ngai e Pissarides (2007) admite, para a existência de mudança estrutural, a presença de tecnologia Hicks-neutra. Para satisfazer esta hipótese, as funções de produção dos setores agropecuário, industrial e de serviços são do tipo Cobb-Douglas, e são definidas, respectivamente, em (12), (13) e (14):

⁹ Ver Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b) p.2757.

$$y_{at} = b_{at} k_{at}^{\theta} \bar{l}_a^{\gamma} n_{at}^{1-\theta-\gamma}; \quad (12)$$

$$y_{it} = b_{it} k_{it}^{\alpha} n_{it}^{1-\alpha}; \quad (13)$$

$$y_{st} = b_{st} k_{st}^{\phi} n_{st}^{1-\phi} = b_{st} k_{st}^{\phi} (1 - n_{at} - n_{it})^{1-\phi}. \quad (14)$$

A maximização de lucro das firmas é sujeita à função de produção de cada setor; no setor agropecuário, o problema a ser resolvido consiste em

$$\max_{\{k_{at}, n_{at}, l_{at}\}} p_{at} y_{at} - r_{kt} k_{at} - w_t n_{at} - R_{lt} \bar{l}_a; \quad (15)$$

no setor industrial em

$$\max_{\{k_{it}, n_{it}\}} y_{it} - r_{kt} k_{it} - w_t n_{it}; \quad (16)$$

e, finalmente, no setor de serviços,

$$\max_{\{k_{st}, n_{st}\}} p_{st} y_{st} - r_{kt} k_{st} - w_t n_{st}. \quad (17)$$

3.1.4 O equilíbrio da economia

Verma (2012) seguiu Ngai e Pissarides (2007), e desenvolveu o equilíbrio de seu modelo reescrevendo as funções de produção em termos das razões capital-trabalho vigentes em cada um dos setores, o que o torna algebricamente mais simples. Essas relações são definidas simplesmente como:

$$\kappa_{jt} \equiv \frac{k_{jt}}{n_{jt}}, \quad j \in \{a, i, s\} \quad (18)$$

Com essa definição, as funções de produção do setor agrícola, industrial e de serviços passam a ser, respectivamente, (19), (20) e (21):

$$y_{at} = b_{at} \kappa_{at}^{\theta} \bar{l}_a^{\gamma} n_{at}^{1-\gamma} \quad (19)$$

$$y_{it} = b_{it} \kappa_{it}^{\alpha} n_{it} \quad (20)$$

$$y_{st} = b_{st} \kappa_{st}^{\phi} (1 - n_{at} - n_{it}) \quad (21)$$

O equilíbrio geral consiste, então, em uma sequência, dado κ_{i0} , de preços, $\{p_{at}, p_{st}, r_{kt}, w_t, R_{ht}\}_{t=0}^{\infty}$, e de alocações, $\{c_{at}, c_{it}, c_{st}, k_{at+1}, k_{it+1}, k_{st+1}, n_{at}, n_{it}, n_{st}\}_{t=0}^{\infty}$, que solucionam, simultaneamente, o problema do consumidor e das firmas (VERMA, 2012),

lembrando-se que o fator terra não é considerado uma variável de decisão do agente no período de solução do modelo. Como será demonstrado a seguir, os preços podem ser obtidos em função das alocações, ou seja, dadas as escolhas eficientes de consumo, investimento e distribuição do fator trabalho, são obtidos preços relativos e remunerações dos fatores de produção.

Da maximização de lucro das firmas e da hipótese de plena mobilidade dos fatores de produção, tem-se que a remuneração de cada fator deve ser idêntica nos três setores. Assim, salário e aluguel do capital podem ser expressos, respectivamente, como:

$$w_t = p_{at}(1 - \theta - \gamma)b_{at}\kappa_{at}^\theta \bar{l}_a^\gamma n_{at}^{-\gamma} = (1 - \alpha)b_{it}\kappa_{it}^\alpha = p_{st}(1 - \phi)b_{st}\kappa_{st}^\phi, \quad (22)$$

e

$$r_{kt} = p_{at}\theta b_{at}\kappa_{at}^{\theta-1} \bar{l}_a^\gamma n_{at}^{-\gamma} = \alpha b_{it}\kappa_{it}^{\alpha-1} = p_{st}\phi b_{st}\kappa_{st}^{\phi-1}, \quad (23)$$

A equalização das remunerações reflete o fato de que, caso um setor ofereça momentaneamente ganhos superiores, dada a livre mobilidade, o fator de produção em questão migrará, depreciando o valor de sua remuneração neste setor e majorando-o nos demais, até o reestabelecimento do equilíbrio. Além disso, as referidas igualdades são utilizadas para obtenção do preço competitivo dos bens de consumo; no caso do bem agropecuário, pela igualdade entre remunerações do capital nos setores agrícola e industrial (segundo e terceiro termos em (23)), enquanto o preço do bem de serviços pode ser obtido a partir da igualdade entre o terceiro e quarto termos em (23). Portanto, os preços do bem agrícola e de serviços são dados, respectivamente, por:

$$p_{at} = \frac{\alpha}{\theta} \frac{b_{it}}{b_{at}} \frac{\kappa_{it}^{\alpha-1}}{\kappa_{at}^{\theta-1}} \left(\frac{n_{at}}{\bar{l}_a} \right)^\gamma \quad (24)$$

e

$$p_{st} = \frac{\alpha}{\phi} \frac{b_{it}}{b_{st}} \frac{\kappa_{it}^{\alpha-1}}{\kappa_{st}^{\theta-1}}. \quad (25)$$

Os dois preços apresentados em (24) e (25) podem, não obstante, ser simplificados ao se considerar que as relações capital-trabalho nos setores agropecuário e de serviços são funções daquela vigente no setor industrial. Para tal, inicialmente, estabelece-se o quociente entre salário e aluguel do capital, de forma a obter-se:

$$\frac{w_t}{r_{kt}} = \frac{p_{at}(1-\theta-\gamma)b_{at}\kappa_{at}^\theta \bar{l}_a^\gamma n_{at}^{-\gamma}}{p_{at}\theta b_{at}\kappa_{at}^{\theta-1} \bar{l}_a^\gamma n_{at}^{-\gamma}} = \frac{(1-\alpha)b_{it}\kappa_{it}^\alpha}{\alpha b_{it}\kappa_{it}^{\alpha-1}} = \frac{p_{st}(1-\phi)b_{st}\kappa_{st}^\phi}{p_{st}\phi b_{st}\kappa_{st}^{\phi-1}}. \quad (26)$$

Com uma simplificação simples, a expressão em (26) torna-se:

$$\frac{w_t}{r_{kt}} = \frac{1-\theta-\gamma}{\theta} \kappa_{at} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \kappa_{it} = \frac{1-\phi}{\phi} \kappa_{st}, \quad (27)$$

que implica em:

$$\kappa_{at} = \frac{\theta}{1-\theta-\gamma} \frac{1-\alpha}{\alpha} \kappa_{it} \quad (28)$$

e

$$\kappa_{st} = \frac{\phi}{1-\phi} \frac{1-\alpha}{\alpha} \kappa_{it}. \quad (29)$$

Ou seja, as razões capital-trabalho setoriais possuem interdependência linear, determinada pelas participações do capital e do trabalho na renda gerada. Finalmente, substituindo as expressões (28) e (29), respectivamente, em (24) e (25), obtém-se:

$$p_{at} = \left(\frac{\alpha}{\theta}\right)^\theta \left(\frac{1-\theta-\gamma}{1-\alpha}\right)^{\theta-1} \frac{b_{it}}{b_{at}} \kappa_{it}^{\alpha-\theta} \left(\frac{n_{at}}{\bar{l}_a}\right)^\gamma \quad (30)$$

e

$$p_{st} = \left(\frac{\alpha}{\phi}\right)^\phi \left(\frac{1-\phi}{1-\alpha}\right)^{\phi-1} \frac{b_{it}}{b_{st}} \kappa_{it}^{\alpha-\phi}. \quad (31)$$

Naturalmente, como as funções de produção são idênticas àquelas definidas por Verma (2012), então também o são os preços relativos obtidos dessa economia, dados em (30) e (31)¹⁰. Contudo, estes diferem de Ngai e Pissarides (2007) pela presença do fator terra, e de participações dos fatores na renda setorial diferenciadas entre os setores. Caso fossem admitidas as hipóteses de Ngai e Pissarides (2007), ter-se-ia os preços relativos entre dois bens definidos exatamente como inverso da razão entre suas respectivas PTFs.

Portanto, demonstrou-se que todos os preços e remunerações da economia do modelo podem ser especificados como funções das alocações a serem determinadas pelo agente representativo, cujo processo de maximização inicia-se na especificação do *lagrangeano* conforme (32).

¹⁰ De fato, Verma (2012) considerou, em seu desenvolvimento algébrico, o fator terra já normalizado para a unidade, ficando, dessa forma, oculto ao longo das passagens.

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln(\omega_a^{\frac{1}{\sigma}} c_{at}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_i^{\frac{1}{\sigma}} c_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_s^{\frac{1}{\sigma}} c_{st}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} - \lambda [p_{at} c_{at} + c_{it} + p_{st} c_{st} + k_{t+1} - (1 - \delta)k_t - r_{kt} k_t - w_t - R_{lt} \bar{l}_a]. \quad (32)$$

Definindo $C_t \equiv \omega_a^{\frac{1}{\sigma}} c_{at}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_i^{\frac{1}{\sigma}} c_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_s^{\frac{1}{\sigma}} c_{st}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}$, as condições de primeira ordem em relação ao consumo dos três bens (c_{at} , c_{it} e c_{st}) são:

$$\lambda = \frac{\beta^t C_t^{\frac{1}{\sigma}} \omega_j^{\frac{1}{\sigma}} c_{jt}^{-\frac{1}{\sigma}}}{p_{jt}} \quad j \in \{a, i, s\} \text{ e } p_{it} = 1 \forall t, \quad (33)$$

de onde advêm as seguintes relações, em que deve-se recordar que o preço do bem industrial é um numerário:

$$c_{at} = \frac{\omega_a}{\omega_i} \left(\frac{1}{p_{at}} \right)^{\sigma} c_{it} \quad (34)$$

$$c_{st} = \frac{\omega_s}{\omega_i} \left(\frac{1}{p_{st}} \right)^{\sigma} c_{it} \quad (35)$$

e

$$c_{st} = \frac{\omega_s}{\omega_a} \left(\frac{p_{at}}{p_{st}} \right)^{\sigma} c_{at}. \quad (36)$$

Após manipulações algébricas, tais expressões poderiam, também, ser apresentadas em termos do quociente entre dispêndios com dois bens quaisquer. Assim, dado que todos os bens possuem elasticidade-renda da demanda unitária, a razão entre os dispêndios com os mesmos passaria a ser a média ponderada da razão entre os pesos associados a cada bem na função utilidade e seus preços relativos (NGAI; PISSARIDES, 2007). Além disso, as expressões definidas em (34), (35) e (36) diferem daquelas obtidas por Verma (2012), mas são idênticas àquelas do modelo de Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b) no caso particular em que não há termos não-homotéticos, ainda que a função utilidade deste trabalho seja uma transformação monotônica daquela utilizada por esses autores, uma vez que esta não altera o resultado das escolhas (SILBERBERG; SUEN, 2000).

O problema em cada período, portanto, consiste na determinação da composição ótima da cesta de bens, dados os pesos de cada um destes na função utilidade, a elasticidade de substituição no consumo e a estrutura de preços relativos. Contudo, o problema dinâmico requer uma equação de Euler, ou seja, em uma equação diferencial ou em diferença que

descreva a evolução de uma variável econômica ao longo de uma trajetória ótima, (PARKER, 2008). Isto posto, o procedimento aqui utilizado para sua obtenção segue McCandless (2008), e parte das hipóteses de que a utilidade obtida pelo agente representativo depende unicamente da escolha do nível de c_{it} em cada período, e de que o nível de produção do bem industrial varia apenas em função do nível de capital total da economia, sendo denominado, por simplicidade, como $f(k_t)$.

A primeira hipótese justifica-se pelas condições de otimização estática, apresentadas em (34) e (35); portanto, dados os parâmetros e preços relativos, a escolha do valor consumido do bem industrial determina os consumos dos bem agropecuário e de serviços. A segunda hipótese, por sua vez, admite como exógena a quantidade de trabalho alocada no setor industrial, uma vez que sua determinação se dá contemporaneamente, equivalendo a afirmar que esta é uma variável estado (*state variable*), assim como o estoque de capital do período corrente, acumulado anteriormente; em contraposição ao capital do período seguinte que é considerado variável controle (*control variable*). Assim, utilizando a acumulação de capital da economia, representada em (3), o consumidor resolve o problema de otimização dinâmica que equivale à função valor para o período inicial:

$$V(k_0) = \max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u[f(k_t) - k_{t+1} + (1 - \delta)k_t]. \quad (37)$$

Segue que o primeiro estágio para a obtenção da equação de Euler é a construção da equação de Bellman associada ao problema; o que é realizado pela combinação das funções valor de dois períodos subsequentes quaisquer. Para o problema acima, a função valor é dada por:

$$V(k_t) = \max_{k_{t+1}} \{ u[f(k_t) - k_{t+1} + (1 - \delta)k_t] + \beta V(k_{t+1}) \}. \quad (38)$$

A condição de primeira ordem para a maximização de (38) é dada relativamente a k_{t+1} (variável controle) e expressa como:

$$\frac{\partial V(k_t)}{\partial k_{t+1}} = u'(c_{it})(-1) + \beta V'(k_{t+1}) = 0. \quad (39)$$

O termo $V'(k_{t+1})$, contudo, deve ser obtido por meio do teorema de Benveniste-Scheikman, que estabelece que o mesmo seja igual a derivada de (38) relativamente à k_t avaliada em $t + 1$. Dessa forma, rearranjando os termos, obtém-se:

$$\frac{\partial V(k_t)}{\partial k_{t+1}} = u'(c_{it})(-1) + \beta u'(c_{it+1})[f'(k_{t+1}) + (1 - \delta)] = 0. \quad (40)$$

Entretanto, sabendo que $f'(k_{t+1}) = r_{kt+1}$ pode-se reescrever a expressão tal que a condição de primeira ordem se torna, finalmente:

$$u'(c_{it}) = \beta(1 + r_{kt+1} - \delta)u'(c_{it+1}). \quad (41)$$

A igualdade em (41) corresponde à equação de Euler, e mostra que o indivíduo é indiferente entre o consumo de uma unidade adicional no período presente ou poupar essa unidade e consumi-la no período futuro. Não obstante, para sua operacionalização, deve-se especificar a função utilidade presente em (41), o que é realizado, definindo-se, por conveniência, $C_t \equiv \omega_a^{\frac{1}{\sigma}} c_{at}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_i^{\frac{1}{\sigma}} c_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_s^{\frac{1}{\sigma}} c_{st}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}$ e, por conseguinte, $u'(c_{it}) = \omega_i^{\frac{1}{\sigma}} C_t^{\frac{1}{\sigma-1}} c_{it}^{-\frac{1}{\sigma}}$, de modo que a razão entre utilidade futura e presente é dada por

$$\frac{u'(c_{it+1})}{u'(c_{it})} = \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{c_{it}}{c_{it+1}} \right)^{\frac{1}{\sigma}}. \quad (42)$$

Finalmente, rearranjando (41) e substituindo o segundo membro de (42) na referida expressão, tem-se a equação de Euler a ser incorporada à solução do modelo:

$$\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{c_{it}}{c_{it+1}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} = \frac{1}{\beta(1 + r_{kt+1} - \delta)}. \quad (43)$$

Esta equação de Euler é similar àquela do modelo de Verma (2012), exceto pelos expoentes referentes aos pesos presentes na definição do termo C_t . Ademais, dado κ_{i0} , o modelo pode, então, ser solucionado numericamente para a sequência n_{at} , n_{it} e κ_{it+1} utilizando a equação de Euler (43), a relação entre os níveis de consumo do bem agropecuário e de serviços em (36) e a acumulação do capital em (3). Determinadas as participações do setor agropecuário e do setor industrial no emprego, a participação do setor de serviços é obtida por resíduo como $n_{st} = 1 - n_{at} - n_{it}$, enquanto a relação capital-trabalho agregada da economia é obtida por:

$$k_t = \kappa_{at} n_{at} + \kappa_{it} n_{it} + \kappa_{st} n_{st}. \quad (44)$$

Finalmente, as participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços no valor adicionado total a preços correntes são definidas, respectivamente, como:

$$A_t \equiv \frac{p_{at} y_{at}}{p_{at} y_{at} + y_{it} + p_{st} y_{st}}, \quad (45)$$

$$I_t \equiv \frac{y_{it}}{p_{at} y_{at} + y_{it} + p_{st} y_{st}}, \quad (46)$$

e

$$S_t \equiv \frac{p_{st}y_{st}}{p_{at}y_{at} + y_{it} + p_{st}y_{st}}. \quad (47)$$

Substituindo as expressões para os preços relativos dadas em (30) e (31), e as funções de produção dadas em (19), (20) e (21), as participações podem ser escritas como função das participações setoriais no emprego, conforme as expressões (48), (49) e (50) abaixo:

$$A_t = \frac{\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma} n_{at}}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma} - \frac{1-\alpha}{1-\phi}\right) n_{at} + \frac{\alpha-\phi}{1-\phi} n_{it} + \frac{1-\alpha}{1-\phi}}, \quad (48)$$

$$I_t = \frac{n_{it}}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma} - \frac{1-\alpha}{1-\phi}\right) n_{at} + \frac{\alpha-\phi}{1-\phi} n_{it} + \frac{1-\alpha}{1-\phi}} \quad (49)$$

e

$$S_t = \frac{\frac{1-\alpha}{1-\phi} (1 - n_{at} - n_{it})}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma} - \frac{1-\alpha}{1-\phi}\right) n_{at} + \frac{\alpha-\phi}{1-\phi} n_{it} + \frac{1-\alpha}{1-\phi}}, \quad (50)$$

Estas soluções para a participação no valor adicionado total a preços correntes explicitam a dependência em relação às participações no emprego, levando ambas a apresentarem comportamento afim, exceto por seus níveis, o que mostrar-se-á particularmente relevante ao exercício de validação do modelo base. Tal aspecto pode ser facilmente observado no caso limite onde adotam-se as hipóteses de Ngai e Pissarides (2007); sem a presença do fator terra e com participações do trabalho e do capital idênticas entre os setores da economia, as participações no valor adicionado a preços correntes seriam idênticas àqueles vigentes no emprego total.

3.2 Calibração

3.2.1 O parâmetro do fator terra

Como citado anteriormente, nas premissas do modelo, não é possível alterar o montante utilizado do fator terra e, portanto, a maximização de lucro da firma agrícola ocorre da mesma maneira que aquela realizada no curto prazo, com presença de fator de produção

fixo. Sendo constante, o valor de $\bar{l}_a$ pode ser definido livremente, tendo impacto apenas na calibração das produtividades iniciais. Isto posto, por simplicidade, optou-se por normalizar a quantidade utilizada do fator terra para a unidade, de forma que

$$\bar{l}_{at} = 1. \quad (51)$$

3.2.2 Os parâmetros da função utilidade

A função utilidade adotada possui quatro parâmetros a saber, três pesos associados ao consumo de cada um dos bens (ω_a , ω_i , ω_s), e a elasticidade de substituição entre os mesmos (σ). A obtenção dos pesos segue, em grande medida, a proposta de Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b), e tem por base a hipótese de que o padrão de consumo observável é resultado da maximização de utilidade de um agente representativo, dados os preços relativos vigentes e a elasticidade de substituição entre os bens no consumo. Assim, define-se o seguinte problema de maximização:

$$\begin{aligned} \max \ln(\omega_a^{\frac{1}{\sigma}} c_{at}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_i^{\frac{1}{\sigma}} c_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_s^{\frac{1}{\sigma}} c_{st}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad s. a. \\ p_{at}c_{at} + c_{it} + p_{st}c_{st} = E_t, \end{aligned} \quad (52)$$

onde E_t é o dispêndio, a preços correntes, com consumo no período t . As condições de primeira ordem desse problema implicam que:

$$s_{jt} \equiv \frac{p_{jt}c_{jt}}{E_t} = \frac{\omega_j p_{jt}^{1-\sigma}}{\sum_{j=a,i,s} \omega_j p_{jt}^{1-\sigma}} \quad j \in \{a, i, s\} \text{ e } p_{it} = 1 \quad \forall t. \quad (53)$$

Neste caso, s_{jt} é observável e corresponde à participação do bem j no dispêndio total dos com consumo no período t , enquanto os preços relativos podem ser determinados utilizando deflatores de base fixa dos valores adicionados setoriais¹¹, obtidos a partir das taxas de variação anuais dos mesmos, que são calculadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e disponibilizadas na base de dados *Ipeadata* (IPEA, 2015).

Isto posto, dado o parâmetro da elasticidade de substituição do consumo, para três setores, tem-se três variáveis – os parâmetros ω_a , ω_i e ω_s – e três equações; logo, existe solução para o problema da maximização. Neste trabalho optou-se por utilizar a composição

¹¹ O uso da razão entre deflatores setoriais como preço relativo pode ser encontrado, por exemplo, em Égert (2003).

obtida de uma matriz de contabilidade social (SAM) referente ao ano de 2007, gerada pela base de dados do Global Trade Analysis Project (GTAP, 2015), e compatível com a agregação de setores utilizada nesse trabalho. A razão para a escolha dessa base de dados decorre exclusivamente da necessidade de se obter o parâmetro de participação da terra na renda do setor agropecuário, limitando-se, portanto a uma questão de padronização de fontes.¹²

Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b) enfatizaram a necessidade de se utilizar as participações dos setores no consumo a preços básicos, o que equivaleria ao “consumo de valor adicionado”, contudo, a distribuição do consumo das famílias na SAM é expressa em preços ao consumidor e, para o caso brasileiro, a base equivalente, expressa em preços básicos, é disponibilizada apenas na Tabela de Recursos e Usos (TRU) calculada pelo setor de contas nacionais do IBGE (2015a), nos anos de publicação da Matriz Insumo-Produto (MIP). Assim, optou-se pela padronização das fontes de dados, de forma a utilizar as participações dos setores no consumo observadas na SAM obtida do GTAP (2015) que, não obstante, implicaram pesos próximos àqueles obtidos quando do uso da TRU¹³.

Conforme ressaltado anteriormente, para determinar o valor dos parâmetros $\omega_{j \in (a,i,s)}$ é necessário estabelecer os preços relativos e valor da elasticidade de substituição σ . Dessa forma, assumindo o preço do bem industrial como um numerário, os preços relativos dos bens agropecuário e de serviços foram obtidos, respectivamente, pelas razões entre os deflatores de base fixa do setor agropecuário e do setor industrial, e entre os deflatores de base fixa do setor de serviços e do setor industrial no ano de 2007 calculados a partir de dados do IBGE (IPEA, 2015); logo, os preços para os setores agropecuário e de serviços foram, respectivamente, 0,51 e 1,49. Deve-se lembrar que, ainda que as taxas de crescimento dos preços relativos não sejam sensíveis ao período base, o mesmo não pode ser afirmado acerca dos níveis, portanto, visando não tornar a escolha do período de referência arbitrária, optou-se por utilizar o ano base tipicamente considerado pela fonte, ou seja, 1980; ressaltando-se, contudo, que alterar o período base e, portanto, a diferença do nível dos preços relativos não afeta a conclusão de maior peso para o bem de setor de serviços, e menor para o bem agropecuário¹⁴.

¹² A agregação dos setores da base de dados de GTAP (2015) se encontra no anexo A dessa dissertação.

¹³ Especificamente, os pesos ω_a , ω_i e ω_s associados à distribuição do consumo de valor adicionado apresentada nas TRUS para ano de 2005 seriam, para uma elasticidade de substituição fixada em 0,1, e os mesmos preços relativos, 0,0452, 0,3572 e 0,5976, respectivamente.

¹⁴ Pode-se estabelecer os casos extremos de menor e maior diferença entre os preços relativos fixando os anos de referência dos deflatores em, respectivamente, 2006 e 1986. Assim, mantidos os outros parâmetros utilizados,

Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b) enfatizaram que quando a análise de mudança estrutural é realizada a partir do valor adicionado, ou seja, a preços básicos – em contraposição à análise quando a preços de mercado – a elasticidade de substituição do consumo, idealmente, assumiria valor zero implicando, portanto, em uma função utilidade do tipo Leontief. Entretanto, utilizar tal valor nulo tornaria o desenvolvimento analítico do modelo, e de sua solução numérica, consideravelmente mais difíceis; dessa forma optou-se pela utilização do valor de 0,1. Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b, p. 2272) justificaram a existência de uma baixa elasticidade de substituição – efetivamente igual a zero – entre o consumo de valores adicionados afirmando que:

It is therefore important to understand exactly what the result $\sigma = 0$ means. Although having $\sigma = 0$ implies that there is no substitutability across the three categories, it is completely consistent with there being substantial substitution *within* each of these categories. In particular, since the categories are quite broad, having $\sigma = 0$ does not in any sense imply that there is no substitutability between all the different goods and services that individuals consume¹⁵ (grifo dos autores).

Os autores apresentaram, adicionalmente, um exemplo cotidiano para explicar como o referido enunciado poderia ser interpretado:

Most readers will agree that there is some substitutability between the two activities of going to the movies and going to sporting events. When we represent these activities in consumption value-added terms, we see that both of them involve some consumption of goods (e.g., the use of buildings) and some consumption of services (e.g., actors and athletes producing entertainment services). It seems reasonable to think that the key dimensions of substitution are within these two value-added categories, i.e., that the key substitution is between the uses of buildings or the uses of athletes' and entertainers' time, rather than between goods and services per se¹⁶ (HERRENDORF; ROGERSON; VALENTINYI, 2013b, p. 2272).

Especificado, então, os valores para a elasticidade de substituição e preços relativos, retornou-se à obtenção dos pesos da função utilidade correspondentes às participações dos setores no consumo observadas na SAM obtida do GTAP (2015). Assim, solucionado o sistema de equações, os valores dos três pesos constantes associadas ao consumo dos bens

em cada desses casos os pesos ω_a , ω_i e ω_s são, respectivamente, 0,04, 0,24 e 0,72 – para a menor diferença – e 0,11, 0,33 e 0,56 – para a maior diferença.

¹⁵ É, portanto, importante entender exatamente o que o resultado $\sigma = 0$ significa. Ainda que $\sigma = 0$ implique que não haja substituição no consumo entre as três categorias, é completamente consistente com a ocorrência de substancial substituição *dentro* de cada uma dessas categorias. Em particular, uma vez que as categorias são muito abrangentes, ter $\sigma = 0$ não implica, em nenhum sentido, que não haja substituição entre nenhum dos diferentes bens e serviços que o indivíduo consome (grifo dos autores).

¹⁶ A maioria dos leitores concordarão que há certo grau de substituição entre as atividades de ir ao cinema e ir a eventos esportivos. Quando representamos estas atividades em termos de consumo de valor adicionado, vemos que ambas envolvem algum consumo de bens (e.g., o uso de prédios) e algum consumo de serviços (e.g., atores e atletas produzindo serviços de entretenimento). Parece razoável pensar que a dimensão chave de substituição está dentro dessas duas categorias de valor adicionado, i.e., a dimensão chave de substituição ocorre entre os usos dos prédios ou entre os usos de tempo dos atletas e do dos artistas, ao invés de entre bens e serviços per se.

agropecuário, industrial e de serviços são, respectivamente, 0,0723, 0,2578 e 0,6698, cujas magnitudes seguem a tendência de baixo peso atribuído ao primeiro, e elevado ao último, como também observado por Herrendorf, Rogerson e Valentinyi (2013b) para os Estados Unidos.

3.2.3 A taxa de depreciação do capital

O modelo proposto admite que a taxa de depreciação do capital é constante e igual para o estoque de capital em todos os setores. Em Verma (2012), por exemplo, atribuiu-se o valor de 5% ao ano para a taxa de depreciação, no entanto, neste trabalho, optou-se por obtê-la conjuntamente à estimação do estoque de capital agregado conforme proposto por Conesa, Kehoe e Ruhl (2007). Ressalta-se que apenas a taxa de depreciação obtida pelo procedimento descrito é de interesse para a calibração do modelo dinâmico, não sendo o estoque de capital resultante utilizado em nenhuma análise deste trabalho. O método em questão inicia-se pela regra de acumulação do capital:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t, \quad (54)$$

em que K_t e I_t correspondem, respectivamente, ao estoque de capital e ao investimento realizado no período t , e δ é o valor da taxa de depreciação constante, a ser determinado de forma a ser consistente com a média da razão entre consumo de capital fixo (δK_t) e PIB (Y_t) ao longo de toda a série de tempo. Para o caso brasileiro, no período em que tais dados estão disponíveis, tal restrição corresponde à seguinte igualdade:

$$\frac{1}{44} \sum_{t=1970}^{2013} \frac{\delta K_t}{Y_t} = 0,09661. \quad (55)$$

A determinação do estoque de capital inicial, por sua vez, exige a hipótese de que a razão capital-produto no início do período seja igual a média de um período subsequente de, por exemplo, 10 anos, tal que

$$\frac{K_{1970}}{Y_{1970}} = \frac{1}{10} \sum_{t=1971}^{1980} \frac{K_t}{Y_t}. \quad (56)$$

Quanto aos dados necessários à operacionalização, a série do investimento, utilizada em (54), corresponde à formação bruta de capital fixo (FBKF); a depreciação do capital, δK_t , equivale à série de consumo de capital fixo; e o produto é medido pelo PIB a preços de

mercado. Os dados de FBFK e PIB foram retirados de IPEA (2015) e convertidos para preços de 2007, utilizando os respectivos deflatores disponibilizados nesta fonte; enquanto o consumo de capital fixo foi obtido da base *World Development Indicators* do Banco Mundial (2015) em dólares correntes, convertido em reais utilizando a taxa de câmbio média do ano disponibilizada pela mesma fonte e, finalmente, convertido em preços de 2007 utilizando o deflator da FBKF obtido de IPEA (2015).

O período escolhido para construção da série de capital é maior que o de simulação do modelo proposto, visando minimizar os efeitos do potencial erro no nível de capital inicial. Além disso, dada a simplicidade computacional, optou-se por solucionar o problema por meio do suplemento *Solver* do *Microsoft Excel* (versão 2013), obtendo-se, finalmente, a taxa anual de depreciação correspondente a 0,0376.

3.2.4 A taxa de desconto intertemporal

A taxa de desconto intertemporal β foi obtida da expressão (41), quando no estado estacionário, seguindo o mesmo procedimento realizado por Verma (2012), o qual após um rearranjo resulta em:

$$\beta = \frac{1}{1 + r - \delta}. \quad (57)$$

O termo da depreciação utilizado foi obtido anteriormente, enquanto r corresponde à taxa de juros real média entre 1981 e 2013. Para a obtenção desta última, utilizou-se a equação de Fisher¹⁷, onde a taxa de juros nominal mensal tem como *proxy* a taxa SELIC, e a inflação mensal a taxa de variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) (IPEA, 2015). Obtida a série mensal da taxa de juros real, esta foi acumulada para obtenção da série anual e, então, extraiu-se sua média simples. O resultado indicou uma taxa de juros real anual média de 9,95% que, apesar de elevada, mostra-se compatível com as características do período de análise, tendo em vista a grande instabilidade entre as décadas de 1980 e 1990.

A consequência dessa elevada taxa de juros real foi a estimativa de um fator β mais baixo que o valor de 0,98, geralmente empregado na literatura econômica¹⁸. Especificamente,

¹⁷ Formalmente, a equação de Fisher é representada por: $\text{taxa de juros real} = \frac{1 + \text{taxa de juros nominal}}{1 + \text{taxa de inflação}} - 1$.

¹⁸ Como em McCandless (2008), por exemplo.

sua magnitude foi da ordem de 0,9417, indicando forte propensão ao consumo presente em detrimento do consumo futuro, ainda que seja levemente superior ao valor obtido, por exemplo, por Araújo e Ferreira (1999).

3.2.5 A participação dos fatores de produção na renda setorial

No que se refere às funções de produção, os parâmetros relevantes são as participações dos fatores de produção na renda setorial gerada. A distribuição funcional da renda é obtida diretamente da SAM (GTAP, 2015), e seus valores são apresentados na tabela 1

Tabela 1 – Participação dos fatores de produção na renda dos grandes setores brasileiros no ano de 2007

Setor	Agropecuária	Indústria	Serviços
Capital	0,5723	0,4587	0,3862
Trabalho	0,2659	0,5413	0,6138
Terra	0,1618	..	..

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados de GTAP (2015)

Nota: Sinal convencional utilizado:

.. Não se aplica dado numérico.

É importante frisar que, em decorrência da presença da indústria extrativa, a SAM apresenta o montante da renda destinada ao fator terra no setor industrial, entretanto, devido à presente hipótese de apenas dois fatores na função de produção industrial, essa renda foi considerada remuneração do capital. Valores similares foram obtidos por Brandão, Hertel e Campos¹⁹ (1994 apud HERTEL; TSIGAS; GOPALAKRISHNAN, 2013) e por Spolador e Roe (2013), embora utilizando agregação diferente.

3.2.6 Os parâmetros iniciais

A solução numérica do modelo exige, adicionalmente, quatro valores iniciais referentes aos níveis das PTFs setoriais e à relação capital-trabalho vigente no setor industrial. Os três primeiros, embora não possuam influência relevante para as tendências das séries simuladas, o são para o nível de cada uma destas, enquanto no caso da relação capital-trabalho inicial (κ_{i0}) poderia ser, em tese, livremente atribuída, uma vez que qualquer razão poderia

¹⁹ BRANDÃO, A. S. P.; HERTEL, T. W.; CAMPOS, A. Implications of International Trade Liberalization for Brazilian Agriculture. In: GOLDIN, I.; KNUDSEN, O.; BRANDAO, A. (eds.). **Modeling Economy-Wide Reforms**. Paris: OCDE Development Centre, 1994. p. 193-222.

ser obtida como consequência de diferentes unidades de medida, sendo de interesse apenas sua dinâmica no tempo, definindo-se, por simplicidade, que tal proporção no período inicial seja igual à unidade.

Realizando procedimento próximo ao de Verma (2012), as três produtividades iniciais (b_{a0} , b_{i0} , b_{s0}) foram selecionadas de forma que as participações dos setores no valor agregado total a preços correntes geradas pelo modelo fossem próximas às aquelas observadas nos dados para o ano de 2007²⁰. Ademais, essa abordagem vincula, indiretamente, as produtividades iniciais à relação capital-trabalho no setor industrial escolhida anteriormente, dado que, ao especificar magnitudes demasiadamente diferentes entre esses termos, ter-se-ia mudanças no equilíbrio da economia simulada, afastando o resultado da simulação dos dados historicamente observados.

Esta abordagem também influencia a aderência das séries simuladas de emprego setorial e preços relativos aos dados observados pela mesma razão de determinação simultânea dos mesmos. Tal aspecto decorre do fato de a participação no valor agregado a preços correntes possuir, em dado período t , relação linear, com a participação do setor no emprego, conforme as expressões (48), (49) e (50), e os preços se vincularem intimamente aos níveis relativos de produtividade, conforme (30) e (31). Assim, calibrar as produtividades iniciais em favor do valor adicionado, possivelmente afasta-se os resultados simulados dos dados observados em relação à distribuição do emprego. Os quatro valores iniciais utilizados no modelo base do tópico 4.2.1 são apresentados no quadro 3 no início do mesmo, juntamente com os outros parâmetros descritos ao longo desta subseção 3.2.

3.3 Obtenção das séries de produtividade total dos fatores

3.3.1 O método da decomposição do crescimento

Após a calibração dos parâmetros do modelo, faz-se necessário obter as séries de tempo das taxas de crescimento das PTF setoriais a serem incorporadas à solução numérica e que, em última análise, determinarão a mudança estrutural na economia simulada. O método

²⁰ De fato, Verma (2012) calibrou os níveis iniciais das PTFs de forma que as participações geradas para o primeiro período fossem semelhantes ao observado nos dados. A opção aqui adotada de determinar estes valores com base no ano de 2007 ocorreu devido ao fato de esse ser o ano de referência utilizado para calibração dos outros parâmetros do modelo.

aqui utilizado é o da decomposição do crescimento, seguindo os conceitos de Solow (1957), e emprega os dados de valor adicionado do setor e fatores de produção utilizados, para gerar o crescimento da PTF em cada setor.

Conceitualmente, o crescimento da PTF corresponde à fração do crescimento do produto não explicada pelo crescimento dos fatores de produção, sendo comumente utilizada como medida para a mudança tecnológica. Sua obtenção inicia-se pela especificação da função de produção, de forma que para cada setor $j \in \{a, i, s\}$, a mesma é dada por

$$Y_{jt} = A_{jt} K_{jt}^{v_j} L_{jt}^{\gamma_j} N_{jt}^{1-v_j-\gamma_j}, \quad (58)$$

onde Y_{jt} é o produto, A_{jt} é a produtividade total dos fatores K_{jt} é o capital, L_{jt} é o fator terra e N_{jt} é a quantidade de trabalho – todos referentes ao período t – e onde os fatores são mensurados em termos de sua efetiva utilização. Os parâmetros v_j e γ_j são, respectivamente, as participações do capital e da terra na renda gerada no setor j – sendo a participação da terra fixada em zero nos setores industrial e de serviços.

Efetivamente, a obtenção do crescimento da PTF dá-se aplicando logaritmos naturais à função de produção, derivando ambos os membros em relação ao tempo, e rearranjando os termos resultantes. Assim, obtém-se

$$\frac{\dot{A}_j}{A_j} = \frac{\dot{Y}_j}{Y_j} - v_j \frac{\dot{K}_j}{K_j} - \gamma_j \frac{\dot{L}_j}{L_j} - (1 - v_j - \gamma_j) \frac{\dot{N}_j}{N_j} \quad (59)$$

A expressão (59) refere-se ao caso contínuo, mas, comumente, é aproximada de forma direta para o caso discreto como:

$$\begin{aligned} \frac{A_{jt} - A_{jt-1}}{A_{jt-1}} = & \frac{Y_{jt} - Y_{jt-1}}{Y_{jt-1}} - v_j \frac{K_{jt} - K_{jt-1}}{K_{jt-1}} - \gamma_j \frac{L_{jt} - L_{jt-1}}{L_{jt-1}} - \\ & (1 - v_j - \gamma_j) \frac{N_{jt} - N_{jt-1}}{N_{jt-1}} \end{aligned} \quad (60)$$

Portanto, o crescimento da PTF corresponde à diferença entre o aumento do produto e a soma do crescimento dos usos dos fatores de produção, ponderada por suas respectivas participações na renda gerada no setor. A descrição dos dados necessários à operacionalização da desta metodologia é realizada nas subseções a seguir, uma vez que exigem detalhamento apropriado sobre suas escolhas e obtenção. Ademais, os parâmetros referentes às participações dos fatores na renda setorial são aqueles calculados anteriormente no tópico 3.2.5 desta dissertação.

Os valores obtidos por meio da decomposição do crescimento serão apresentados e corroborados por revisão bibliográfica na seção de resultados – especificamente a subseção 4.1. Além disso, conforme Squeff e De Negri (2014), a produtividade do trabalho se configura uma proxy adequada para a PTF e, portanto, uma forma simples de verificar a coerência das estimativas de crescimento da PTF é confrontá-la com o crescimento da produtividade do trabalho, obtida de forma direta pelo quociente entre produto e montante de trabalho utilizado.

É possível estimar por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) uma reta associando as duas medidas de produtividade que, no modelo neoclássico, espera-se satisfazer algumas características, indicando, então, a consistência interna entre as mesmas, pois, caso contrário, haverá indícios de mensuração inadequada, em especial da PTF, dado que a produtividade do trabalho é obtida diretamente. Assim, conforme Sargent e Rodriguez (2000), a produtividade do trabalho (PT) pode ser obtida da função de produção em (58), por meio da divisão de ambos os lados da expressão por N_{jt} , obtendo-se o produto por trabalhador. Isto posto, tem-se que:

$$PT_{jt} \equiv \frac{Y_{jt}}{N_{jt}} = A_{jt} \left(\frac{K_{jt}}{N_{jt}} \right)^v \left(\frac{L_{jt}}{N_{jt}} \right)^v \quad (61)$$

Aplicando logaritmos e derivando em relação ao tempo, obtém-se a decomposição do crescimento da produtividade do trabalho, onde os índices de tempo foram eliminados.

$$\frac{\dot{PT}_j}{PT_j} = \frac{\dot{A}_j}{A_j} + v_j \left(\frac{\dot{K}_j}{K_j} - \frac{\dot{N}_j}{N_j} \right) + v_j \left(\frac{\dot{L}_j}{L_j} - \frac{\dot{N}_j}{N_j} \right) \quad (62)$$

Dessa forma, o crescimento da produtividade do trabalho é igual ao crescimento da PTF mais a soma ponderada do crescimento do capital por trabalhador e crescimento do fator terra por trabalhador no setor j . Obviamente, o setor que não utiliza o fator terra tem a participação nula desta na renda setorial, tornando a expressão idêntica àquela de Sargent e Rodriguez (2000). Supondo que capital, trabalho e terra cresçam a uma taxa média constante, pode-se associar (62) ao seguinte modelo econométrico:

$$\widehat{PT}_t = \gamma + \pi \widehat{PTF}_t + \varepsilon_t. \quad (63)$$

em que $\widehat{PT}_t$ e $\widehat{PTF}_t$ são as taxas de crescimento, respectivamente, da produtividade do trabalho e da PTF no período t . Além disso, γ é o intercepto correspondente à soma das taxas de crescimento do capital por trabalhador e do fator terra por trabalhador ponderadas pelas respectivas participações destes dois fatores na renda setorial, π representa o coeficiente

associado à taxa de crescimento da PTF, e ε_t é um erro aleatório com distribuição normal, média zero e variância constante. A expressão (63) sugere que o intercepto deve apresentar valor baixo ou estatisticamente não diferente de zero, dado que o comportamento das taxas de crescimento dos fatores de produção tende a ser positivo e moderado, mas reduzido pelos termos v_j e γ_j . Espera-se, também, que o coeficiente associado ao crescimento da PTF deva ser estatisticamente não diferente da unidade. Ademais, anteriormente ao procedimento, foi verificada a ausência de raiz unitária nas séries por meio do teste de Dickey-Fuller, conforme procedimento sugerido por Enders (1995), bem como os resíduos da regressão resultante foram examinados quanto à normalidade, autocorrelação e homocedasticia, respectivamente, pelos testes de Jarque-Bera, Breusch-Godfrey e White; sendo todos os procedimentos realizados por meio do software Eviews.

3.3.2 A mensuração do produto

Para a mensuração da taxa de crescimento da PTF, a medida do produto utilizada foi o valor adicionado setorial que, conforme Verma (2012), pode levar a resultados diferentes daqueles observados mediante a utilização de série do PIB a preços de mercado. As séries de valor adicionado de cada setor foram obtidas diretamente da base de dados Ipeadata (IPEA, 2015), ressaltando-se que a atividade construção civil inclui-se no setor industrial. A figura 4 apresenta, as taxas de crescimento do valor adicionado setorial real, evidenciando grande variabilidade das séries, especialmente no período anterior ao Plano Real em 1994.

Figura 4 – Evolução das taxas de crescimento dos valores adicionados setoriais no Brasil entre 1981 e 2013

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de IPEA (2015).

3.3.3 A mensuração do uso do capital

Uma das maiores dificuldades para o cálculo do crescimento da PTF consiste na obtenção de medidas robustas para o estoque de capital. Em nível agregado é possível obter o estoque de capital por meio da acumulação do investimento passado, tal qual o realizado no tópico 3.2.3 desta dissertação para a obtenção do parâmetro de depreciação, todavia as contas nacionais não costumam fornecer estimativas para a absorção por setor do investimento, inviabilizando a aplicação desta metodologia em nível setorial. Adicionalmente, a análise dos setores individualmente permitiria a utilização de outras estratégias, como cálculo do estoque de bens de capital tipicamente utilizados como, por exemplo, tratores no setor agropecuário (BONELLI; FONSECA, 1998; BARROS, 1999), ou acumulação de ativo imobilizado no setor industrial (FONSECA; MENDES, 2002). Contudo, o estudo conjunto de setores distintos exigiria necessariamente homogeneidade de metodologias para estimativa do crescimento do capital, o que mostra-se inviável diante da indisponibilidade de informações comparáveis entre os mesmos.

Optou-se, portanto, pela utilização de uma proxy para o uso do capital representada pelos consumos setoriais de energia total, mensurados em toneladas equivalentes de petróleo (TEP), disponível no Balanço Energético Nacional (BEN) da Empresa de Pesquisa Energética, vinculada ao Ministério de Minas e Energia do Brasil (BRASIL, 2015). Além da impossibilidade de estimação do estoque de capital setorial, a opção pelo consumo de energia total dá-se pelas razões apontadas por Bitzer e Gören (2013), dentre as quais estão o fato de a energia ser, simultaneamente, um bem homogêneo e uma medida de fluxo, além de possuir propriedades importantes para medidas do uso do capital como sensibilidade ao ciclo econômico, em contraposição ao estoque de capital que tende a crescer mesmo em momentos de crise, quando sabidamente a utilização de recursos se reduz.

Usualmente, adota-se na abordagem de decomposição do crescimento a hipótese de que o serviço do capital mantém relação constante com seu estoque, contudo a necessidade de correção para o nível de efetiva utilização já havia sido observada por Solow (1957), que utilizou a taxa de desemprego para corrigir o estoque de capital, uma vez que “What belongs in a production function is capital in use, not capital in place”²¹ (SOLOW, 1957, p. 314). Avançando nessa questão, Jorgenson e Griliches (1967) sugeriram corrigir o estoque de capital por meio da razão entre consumo efetivo de energia elétrica e consumo potencial dos

²¹ O que pertence à função de produção é o capital em uso, não o capital instalado.

equipamentos movidos por essa fonte, caso estes fossem ativados durante o período de um ano ininterruptamente. Finalmente, Moody Jr. (1974) sugeriu a utilização direta do consumo de energia elétrica como medida do uso do capital, o que foi adotado posteriormente por outros autores²². Todavia, conforme apontado por Bitzer e Gören (2013), a utilização do consumo de eletricidade como medida do uso do capital tem implícita as hipóteses de que a proporção do capital baseada nessa fonte em relação ao total da economia se mantém constante, e que não há ganhos de eficiência energética. Entretanto, observa-se que o crescimento do consumo de energia elétrica tende a ser superior ao consumo de energia total, indicando substituição de outras fontes por esta, o que na obtenção do crescimento da PTF subestimaria seu valor (BITZER; GÖREN, 2013). Sugere-se, então, utilizar o consumo de energia total, mantendo-se apenas a hipótese inicial de que não haja ganhos de eficiência energética.

Empiricamente faz-se necessário a agregar os setores apresentados no BEN para os três setores selecionados nesta dissertação. Esta agregação é apresentada abaixo, no quadro 1.

Sector do modelo	Agropecuária	Indústria	Serviços
Sector do BEN	Agropecuário	Indústria – Total Setor energético	Comercial Público Transportes

Quadro 1 – Agregação utilizada das atividades econômicas presentes no Balanço Energético Nacional (BEN) nos três grandes setores econômicos brasileiros considerados no trabalho

Fonte: Elaboração própria.

O comportamento das taxas de crescimento anuais do consumo de energia total por parte dos setores é apresentado na figura 5 e, como pode ser observado, apresenta padrões diversos entre os setores, com evidente exceção para os anos de 1990 e 2009, refletindo, portanto, forte desaceleração econômica, ressaltando-se que o consumo residencial é desconsiderado.

²² Bitzer e Gören (2013) mencionaram, além de Moody (1974), os trabalhos de Donna M. Costello de 1993 e Craig Burnside, Martin Eichenbaum e Sergio Rebelo de 1995 e 1996. Para o caso brasileiro Bonelli e Fonseca (1998) também utilizam o consumo de energia elétrica como *proxy* do serviço do capital na indústria de transformação.

Figura 5 – Evolução das taxas de crescimento do consumo de energia total, *proxy* para o uso do capital, por setor no Brasil entre 1981 e 2013

Fonte: Balanço Energético Nacional (BRASIL, 2015).

3.3.4 Obtenção da série do fator trabalho

Idealmente, a série para o fator trabalho a ser utilizada corresponderia ao total anual de horas trabalhadas em cada setor, entretanto, visando manter a máxima consistência entre as variáveis, utilizou-se a quantidade de pessoas ocupadas, uma vez que ela é considerada na validação dos resultados do modelo dinâmico desenvolvido neste dissertação. Os dados necessários à construção das séries foram obtidos de diversos anos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) (IBGE, 2015b) e submetidos à compatibilização proposta por Barbosa Filho e Pessoa (2014); assim, o pessoal ocupado corresponde aos indivíduos que exerceram trabalho remunerado, ou trabalho não-remunerado por 15 horas ou mais na semana de referência.

A compatibilização proposta pelos autores tinha como objetivo adequar toda a série à metodologia vigente durante a década de 1980; portanto entre 1981 e 1990 não há alterações nos microdados. A primeira correção decorre das mudanças na definição de trabalho que se tornaram mais amplas a partir de 1992, isto posto, desse ano em diante foram excluídos os indivíduos que trabalharam sem remuneração por menos de 15 horas semanais, e que trabalharam em produção agrícola ou construção próprias por menos de 15 horas semanais. O segundo ajuste realizado nos microdados ocorreu de 2004 em diante, quando excluiu-se da amostra os indivíduos residentes nas áreas rurais da região norte, uma vez que, até então, essas localidades não eram abrangidas pela PNAD. Também é importante ressaltar que nos anos censitários, quando a PNAD não é realizada, e em 1994, quando o IBGE não concretizou, optou-se por uma interpolação simples dos dados, obtendo-se a média entre os períodos anterior e posterior ao ano sem informação. Além disso, ocorreu em 2002 uma

alteração na variável derivada de ramos de atividade do trabalho principal na semana de referência, mas que, devido ao elevado nível de agregação utilizado, não ocasionou mudanças de tendência das séries obtidas, ainda que tenha exigido identificar primeiramente os ramos de atividade correspondentes à definição dos setores agropecuário e industrial adotadas nesse trabalho, e alocar o restante do pessoal ocupado no setor de serviços, implicando na categorização de atividades mal definidas e não declaradas neste último. O quadro 2 apresenta a agregação dos ramos de atividade da PNAD nas definições dos setores aqui utilizadas para os subperíodos até 2001, e após este mesmo ano, em decorrência da mudança metodológica citada anteriormente.

Até 2001			
Setor modelo	Agropecuária	Indústria	Serviços
Setor PNAD	Agrícola	Indústria de transformação	Comércio de mercadorias
		Indústria da construção	Prestação de serviços
		Outras atividades industriais	Serviços auxiliares da atividade econômica
			Transporte e comunicação
			Social
			Administração pública
			Outras atividades mal definidas ou não declaradas
A partir de 2001			
Setor modelo	Agropecuária	Indústria	Serviços
Setor PNAD	Agrícola	Indústria	Comércio e reparação
		Indústria de transformação	Alojamento e alimentação
		Construção	Transporte, armazenagem e comunicação
			Administração pública
			Educação, saúde e serviços sociais
			Serviços domésticos
			Outros serviços coletivos, sociais e pessoais
			Outras atividades
		Atividades mal definidas ou não declaradas	

Quadro 2 – Agregação dos ramos de atividade da ocupação na semana de referência das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) nos setores agropecuário, industrial e de serviços (1981-2013)

Fonte: Elaboração própria.

As taxas de crescimento das séries resultantes são apresentadas na figura 6. Em nível agregado, embora não idêntico, o comportamento da série de pessoal ocupado foi próximo àquele obtido por Barbosa Filho e Pessoa (2014), conforme ilustrado no anexo B desta dissertação. Além disso, a distribuição entre os setores da mão de obra é semelhante àquela da base de dados de Timmer, De Vries, G. J. e De Vries, K. (2014) apresentada na introdução desta dissertação.

Figura 6 – Evolução das taxas de crescimento do pessoal ocupado por setor econômico no Brasil entre 1982 e 2013

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de IBGE (2015b).

3.3.5 A série do fator terra

O fator terra presente na função de produção do setor agropecuário idealmente deve corresponder a uma medida de área efetivamente utilizada na produção. Dessa forma, uma candidata natural seria a área colhida total, no entanto essa informação está disponível apenas até o ano de 2010 (IPEA, 2015). Para maximizar o período de análise, optou-se por empregar a série de área plantada de grãos calculada pela Companhia Nacional de Abastecimento e disponibilizada na base de dados *Ipeadata* (IPEA, 2015) que está atualizada até o ano de 2013. Ambas as séries – área colhida total do IBGE e área plantada de grãos da Conab – possuem entre 1981 e 2010 uma elevada correlação (0,965), de forma que a utilização dos dados da Conab mostra-se uma boa *proxy* para o comportamento do fator terra. Isto posto, a figura 7 apresenta a evolução da variável escolhida utilizada na obtenção do crescimento da PTF do setor agropecuário.

Figura 7 – Evolução da taxa de crescimento da área plantada de grãos no Brasil, entre 1982 e 2013

Fonte: Elaboração própria a partir de dados de IPEA (2015).

3.4 Método computacional para solução numérica

O modelo apresentado foi solucionado numericamente utilizando o software *Wolfram Mathematica* (versão 10.2) para *Microsoft Windows*. A programação baseou-se em três expressões identificadas anteriormente, a saber, a acumulação do capital em (3), a relação entre consumo dos bens agrícola e do setor de serviços em (36), e a condição dinâmica descrita pela equação de Euler em (43).

O período de simulação foi de 60 anos²³, onde após 2013, quando finalizam os dados observados, supõe-se que a PTF cresça a uma mesma taxa nos três setores, aqui tomada como a média de crescimento observada entre todos os setores. Esta hipótese é necessária apenas para a eliminação das duas incógnitas relativas ao emprego setorial no último período, pois do contrário o sistema não apresentaria solução. Tal artifício é possível graças ao fato de que as frações alocadas do trabalho convergirão para valores fixos, em decorrência da constância dos preços relativos que variam em função das produtividades na economia simulada. Assim, permite-se especificar as quantidades de trabalho alocadas nos setores agropecuário e industrial no último período como sendo idênticas àquelas vigentes no período anterior.

A solução numérica foi realizada por meio do comando *FindRoot* que tem, por *default*, o método de Newton para encontrar raízes das equações, ressaltando-se que este, embora seja computacionalmente eficiente, exige o fornecimento de valores iniciais próximos à solução do problema, podendo implicar relativo grau de dificuldade.

²³ A solução para um período maior, por exemplo, de 100 anos, afeta de forma negligenciável os resultados.

4 RESULTADOS

Esta seção encontra-se dividida em duas subseções, correspondendo a primeira delas à apresentação e análise das séries das PTFs setoriais obtidas conforme a subseção 3.3. A segunda subseção, por sua vez, divide-se em três tópicos, correspondendo o primeiro deles aos resultados do modelo dinâmico de equilíbrio geral calibrado tal qual descrito na subseção 3.2 e que incorpora a dinâmica das PTFs apresentadas na subseção imediatamente anterior; o segundo tópico realiza uma análise de sensibilidade em relação aos parâmetros da função de produção da agropecuária; e o terceiro avalia as consequências de um cenário alternativo onde a produtividade da agropecuária teria se comportado da mesma forma que aquela observada na economia brasileira como um todo, ou seja, a PTF agregada.

4.1 Resultados para a produtividade total dos fatores (PTF)

Preliminarmente cabe uma avaliação acerca dos comportamentos das PTFs setoriais, uma vez que, na estrutura do modelo desenvolvido, esses constituem efetivamente os determinantes da dinâmica das participações dos setores. Dada sua relevância para o modelo desenvolvido, a análise a seguir busca fornecer embasamento às estimativas das séries por meio de revisão bibliográfica e da decomposição do crescimento da produtividade do trabalho, imediatamente observável, conforme o procedimento descrito no tópico 3.3.1.

4.1.1 Evolução da PTF na agropecuária

A percepção do maior dinamismo da agropecuária brasileira em relação aos outros setores da economia é sustentada pelo crescimento estimado da PTF, ilustrado pela figura 8. Assim, ao contrário da indústria e do setor de serviços que exibiram PTF declinante, como será mostrado adiante, a agropecuária apresentou elevado crescimento durante toda a série. Expressa em índice, seu valor inicia-se em 100 no ano de 1981 e chega a 2013 em um nível de 191, implicando em uma taxa média simples de crescimento de 2,1% a.a., aproximadamente.

Figura 8 – Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores no setor agropecuário brasileiro entre 1981 e 2013

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

As possíveis explicações para o comportamento da PTF do setor, ilustrado na figura 8, constituem-se uma ampla gama de fatores e remontam, ainda, ao período anterior ao da presente análise, em que destaca-se o aumento inicial do financiamento à modernização da produção no setor, em especial, via aquisição de tratores a partir da década de 1950, a substituição do petróleo pelo álcool (LUCENA; SOUZA, 2001), a criação da EMBRAPA, e a intensificação do uso de fertilizantes (GASQUES et al., 2012b; GASQUES; VILLA VERDE, 1990), estes três últimos fatores na década de 1970.

No início da década de 1980, entretanto, com o aumento dos desequilíbrios macroeconômicos, reduziu-se a capacidade de financiamento por parte do governo brasileiro, embora o setor não tenha ressentido a baixa liquidez (GASQUES; VILLA VERDE, 1990). Em substituição ao crédito, ganhou espaço a política de garantia de preços mínimos (PGPM) que, não obstante, tornou-se secundária diante do cenário de elevada inflação (LUCENA; SOUZA, 2001). Ainda assim, observou-se a manutenção das aquisições de maquinário agrícola, e do crescimento do uso de fertilizantes, garantindo ganhos contínuos de produtividade e consequente sustentação do crescimento do setor diante da instabilidade vigente. Segundo Gasques e Villa Verde (1990), naquela década, maturavam os resultados dos esforços de pesquisa por parte da EMBRAPA, criada em 1973, e que tiveram impactos, inicialmente, na produção agropecuária no Centro-Oeste e Nordeste brasileiros. No primeiro caso, viabilizou-se a utilização de solos até então considerados impróprios à produção agrícola, bem como foram desenvolvidas novas linhagens de bovinos e variedades de pastagens, viabilizando a pecuária na região. No Nordeste, por sua vez,

Entre as mudanças ocorridas, merecem destaque a acelerada introdução do plantio de soja no oeste baiano, de cultivares de algodão-herbáceo e de tomate industrial em áreas irrigadas, bem como a diversificação da agricultura pela introdução de produtos como aspargo e novas frutas como uva e melão. Além disso, foram incorporadas novas variedades de produtos tradicionais, como arroz, feijão, milho e mandioca, que possibilitaram o aperfeiçoamento de processos de produção dessas atividades, de modo a reduzir o risco dos cultivos e aumentar a rentabilidade econômica (GASQUES; VILLA VERDE, 1990, p. 10).

A agropecuária iniciou a década de 1990 sob os efeitos dos dois planos econômicos do governo Collor, que culminaram em defasagem dos preços do setor e levaram a safra de 1989/1990 a ser comercializada, de forma geral, com margem negativa (LUCENA; SOUZA, 2001). Posteriormente, segundo Homem de Melo (1999), com a implementação do Plano Real, ocorreu forte elevação das taxas de juros que, juntamente à âncora cambial, reduziram significativamente a rentabilidade do setor, e aumentaram a importação de produtos agrícolas; mas, por outro lado, garantiram o acesso a bens de capital e insumos a preços baixos. Assim, a conjuntura acabou por favorecer os ganhos de produtividade no setor agropecuário, não apenas pelo maior acesso quantitativo a insumos importados, mas também pela geração de tecnologia em resposta à conjuntura que exigia melhorias na alocação de recursos (HOMEM DE MELO, 1999).

Nos anos 2000, com a diminuição da influência do Estado, ganharam importância para a produtividade da agropecuária os avanços na educação do pessoal ocupado no campo, e consequente melhoria da administração rural, a tendência de substituição de tratores de menor por aqueles de maior potência, além de desenvolvimentos científicos contínuos que elevaram a produtividade da terra (GASQUES et al., 2012b). Além disso, Mendes, Teixeira e Salvato (2009) avaliaram que a evolução da PTF agrícola no período 1995 a 2004 superou a do período 1985 a 1994, mesmo tendo ocorrido em meio à redução de dispêndios públicos, como investimentos em infraestrutura, fato esse que indicaria a eficácia de modernos instrumentos de política agrícola.

Em perspectiva de longo prazo, Bragagnolo, Spolador e Barros (2010) estimaram o crescimento da PTF agrícola entre 1975 e 2006 utilizando dados censitários, obtendo resultados que destacaram o condicionamento da expansão da fronteira agrícola ao aumento do progresso técnico e da PTF em regiões anteriormente com baixa produtividade (região Centro-Oeste, por exemplo). Neste sentido, segundo os autores, o caso de maior sucesso foi o de Mato Grosso, que apresentou crescimento do progresso técnico – e, logo, da PTF – a taxas superiores à média nacional.

O comportamento em taxas de crescimento da série obtida nesta dissertação, por sua vez, é apresentado na figura 9 acompanhado dos valores obtidos por GASQUES et al. (2012a) para a agropecuária, e por Bonelli e Fonseca (1998) apenas para a atividade de lavouras, nos anos com dados em comum.

Figura 9 – Taxas de crescimento da PTF do setor agropecuário brasileiro, entre 1982 e 2013, segundo cálculos próprios e Gasques et al. (2012a) e da atividade de lavouras, segundo Bonelli e Fonseca (1998)

Fonte: Elaboração própria, Bonelli e Fonseca (1998) e Gasques et al. (2012a)

Conforme a figura 9, para anos específicos, o valor estimado do crescimento da PTF pode ser significativamente diferente entre os três trabalhos, não havendo nenhum padrão perceptível de viés. Dessa forma, para os anos abrangidos comumente, o coeficiente de correlação entre a série da taxa de crescimento da PTF aqui obtida e aquela de Gasques et al. (2012) é de apenas 0,506, enquanto o mesmo coeficiente entre a série calculada neste trabalho e a de Bonelli e Fonseca (1998) é de 0,705. Atribui-se as discrepâncias observadas a diferenças metodológicas além de abrangência das atividades consideradas, contudo alguns padrões destacam-se como, por exemplo, a forte redução da PTF em 1986 seguida por elevação em 1987 captadas nas três séries. Particularmente, tal movimento poderia ser explicado pela seca ocorrida ao final de 1985 e que ocasionou quebra de safra em 1986 (REZENDE, 1989), e pelo efeito de reversão à média em 1987.

Além disso, a série de Gasques et al. (2012a) claramente apresenta maior volatilidade, bem como média mais elevada relativamente aos cálculos desta pesquisa, e em relação àqueles de Bonelli e Fonseca (1998). Para o período entre 1982 e 1996, enquanto a médias de crescimento da PTF aqui obtidas e de Bonelli e Fonseca (1998) são, respectivamente, 1,7% a.a. e 1,9% a.a., Gasques et al. (2012a) obtiveram 2,5% a.a.. Ademais, em termos de médias simples e para períodos coincidentes, os valores obtidos podem, de certa forma, ser comparados com os resultados de Bragagnolo, Spolador e Barros (2010) que estimaram, para o período entre 1985 e 1995, um crescimento médio anual da PTF agrícola da ordem de 2,2%

contra 2,1% obtido nesta dissertação; para o intervalo entre 1995 e 2005 os resultados dos autores mencionados sugeriram um crescimento de 4,5%, ao passo que os resultados deste trabalho apontam um crescimento médio menor, em torno de 2,9%²⁴.

Embora no longo prazo seja consensual o aumento da produtividade do setor agropecuário, observa-se momentos de redução da mesma; na década de 2000, em especial, reduções na PTF do setor foram registradas em 2005, 2009 e 2012. Em 2005 ocorreu uma quebra de safra de grande magnitude, amplamente divulgada pela mídia²⁵, decorrente de seca que afetou a região Sul e, em menor medida, a região Centro-Oeste. O ano de 2009, por sua vez, foi caracterizado pelo auge da crise financeira e consequente restrição de crédito (BRASIL, 2009), enquanto 2012 foi marcado, novamente, por forte estiagem no sul do país, quando não apenas a produtividade da agropecuária se reduziu, mas também o próprio valor adicionado pelo setor (HAUSKNECHT, 2015).

Além da consulta à literatura existente, como explicitado no tópico 3.3.1 da metodologia, propôs-se verificar a consistência do crescimento da PTF por meio da decomposição do crescimento da produtividade do trabalho. O resultado da regressão associada é apresentado abaixo, na tabela 2. Os testes para a presença de raiz unitária nas duas séries de crescimento da produtividade, e para normalidade, ausência de autocorrelação e homocedasticidade dos erros mostraram-se todos adequados ao nível de 0,05 de significância, sendo apresentados no anexo C desta dissertação. Especificamente quanto aos testes de Dickey-Fuller, Enders (1995) sugeriu testar inicialmente a especificação completa com deslocamento (*drift*) e tendência determinística, e prontamente admitir estacionaridade caso este rejeite a hipótese nula de raiz unitária, o que ocorreu para as séries em questão. Assim o resultado reportado no referido anexo C corresponde apenas a especificação completa, embora ressalte-se que para todas as três especificações rejeitou-se a hipótese de raiz unitária ao nível de significância de 5%.

Tabela 2 – Regressão por MQO da taxa de crescimento da produtividade do trabalho (PT) contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) na agropecuária brasileira, no período entre 1982 e 2013

Variável dependente = PT	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
Intercepto	0,0144	0,0091	1,5759	0,1255
PTF	1,2103	0,2342	5,1685	0,0000
R-quadrado	0,4710			
R-quadrado ajustado	0,4534			
Estatística F	26,7139			

Fonte: Elaboração própria

²⁴ Todas as taxas apresentadas no presente parágrafo constituem médias simples.

²⁵ Ver, por exemplo, a notícia veiculada na revista *Exame* de autoria de Naiditch e Seibel (2005).

Como pode ser observado, o intercepto mostrou-se estatisticamente não diferente de zero, bem como não se rejeita a hipótese de o coeficiente associado à PTF ser igual à unidade com nível de significância de 0,05, uma vez que a estatística t associada a esta hipótese é 0,8977, reforçando, portanto, que a série estimada é adequada à presente análise, ainda que haja divergências entre os diversos cálculos presentes na literatura.

Contudo, independentemente de tais diferenças, é consensual a presença de elevados ganhos de produtividade na agropecuária, que permitiram ao setor contribuir para o desenvolvimento econômico brasileiro, sob os conceitos estabelecidos, por exemplo, por Johnston e Mellor (1961), bem como para explicação do padrão de mudança estrutural observado no Brasil, analisado mais adiante neste trabalho.

4.1.2 Evolução da PTF na indústria

Os resultados para o setor industrial – aqui representado pelas indústrias extrativa, de transformação e de construção – mostram um quadro significativamente diferente daquele da agropecuária. A figura 10 apresenta o comportamento do índice (1981 = 100) da PTF da indústria entre 1981 e 2013, e demonstra o persistente declínio da mesma, ressaltando-se, a diferença de escala deste gráfico e aquele do comportamento da PTF da agropecuária.

Figura 10 – Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores no setor industrial brasileiro entre 1981 e 2013

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Entre 1981 e 2013 o índice da PTF caiu de 100 para 80, com algumas reversões de tendência ao longo sua trajetória. Após forte queda em 1983 e lenta recuperação até 1986, a produtividade da indústria caiu progressivamente até 1992, seguindo-se de ganhos no triênio 1993-95, e relativa estabilidade entre 1996 e 1997. Tal resultado é compatível com as observações de Ferreira e Rossi (2003) ao avaliarem os efeitos da abertura comercial sobre a PTF do setor industrial brasileiro, embora entre as atividades analisadas pelos autores não

estivesse incluída, por exemplo, a construção civil. As estimativas aqui obtidas também não diferem significativamente do comportamento apresentado por Bonelli e Fonseca (1998) para a indústria de transformação, ou seja, os autores também identificaram redução da PTF em 1983, seguida de recuperação até 1987, e queda consistente entre 1988 e 1992. Além disso, Bonelli e Fonseca (1998) verificaram um crescimento contínuo da PTF até 1997, último ano da análise, enquanto segundo os cálculos desta dissertação, tal crescimento terminou em 1995, seguido de estabilidade em 1996 e 1997.

A partir da década de 2000, ainda que os trabalhos tenham sido focados no comportamento da produtividade do trabalho, pode-se relacioná-los ao crescimento da PTF industrial aqui obtido. Cavalcante e De Negri (2014), por exemplo, observaram que a produtividade do trabalho no setor industrial brasileiro se reduziu a uma taxa de -0,4% a.a. entre 2000 e 2009, em grande medida devido ao fraco desempenho da indústria de transformação. Para o mesmo intervalo de tempo, a produtividade do trabalho, resultante da razão entre as séries de valor agregado e pessoal ocupado utilizadas para a obtenção da PTF industrial deste tópico, apresentou desempenho ainda inferior, de -1,4%²⁶.

A fim de comparar o ajuste dos resultados, a figura 11 apresenta os valores aqui obtidos do crescimento anual da PTF no setor industrial (indústria extrativa, indústria de transformação e construção) acompanhada da série obtida por Bonelli e Fonseca (1998) apenas para a indústria de transformação. Ferreira e Rossi (2003) não forneceram informações anuais da série calculada, limitando-se a especificar o crescimento médio das PTFs das atividades industriais nos intervalos 1985-90, 1991-97 e 1994-97 e, por isso, não constam os resultados dos autores na figura em questão.

Figura 11 – Taxas de crescimento da PTF da indústria brasileira entre 1982 e 2013: cálculos próprios versus Bonelli e Fonseca (1998) (apenas indústria de transformação)

Fonte: Elaboração própria, Bonelli e Fonseca (1998).

²⁶ Do ponto de vista metodológico, a explicação para a diferença decorre da utilização, por parte dos autores citados, do total de ocupações disponibilizados nas próprias contas nacionais.

Embora as magnitudes sejam distintas, o comportamento observado nas duas séries é igual em 12 dos 17 anos, obtendo-se um coeficiente de correlação entre as mesmas de 0,734. No período entre 1985 e 1990, a estimativa aqui realizada aponta para um crescimento (negativo) médio de -0,9% a.a., enquanto Bonelli e Fonseca (1998) e Ferreira e Rossi (2003), obtiveram, respectivamente, -0,8% e -3,83% a.a.. Entre 1991 e 1997, observou-se um aumento significativo no crescimento da PTF, tendo os cálculos próprios, Bonelli e Fonseca (1998) e Ferreira e Rossi (2003) encontrado, respectivamente, 1,3%, 3,4% e 2,65% a.a..

No período seguinte, em especial entre 1998 e 2009, em termos gerais, os cálculos aqui realizados apontam redução da PTF, mesmo com recuperações nos anos de 2000 e 2004. Dessa forma, seu índice passou de aproximadamente 94 em 1997 para cerca de 77 em 2009, indicando diminuição relevante de produtividade no setor. Durante a implementação de medidas anticíclicas contra a crise internacional, nos anos de 2010 e 2011 a PTF da indústria se recuperou, tornando a reduzir-se em 2012 e 2013. Ao avaliar o crescimento dos fatores de produção utilizados pelo setor industrial no período 1998 e 2013, percebe-se a ocorrência de aumentos nos usos do capital e do fator trabalho. Squeff (2012) argumentou que tal resiliência do emprego industrial poderia ser resultado da maior qualificação de seus trabalhadores relativamente aos outros setores da economia, reduzindo os incentivos às demissões e pelo fato de, em âmbito internacional, o país apresentar baixo custo de mão de obra industrial, conforme dados de 2009 do Bureau of Labor Statistics, característica que se manteve, ao menos, até 2012 (BLS, 2015). Além disso, outros aspectos como a infraestrutura deficiente e aumentos de custos e incertezas, poderiam ser apontados como elementos de perda de eficiência do setor industrial na década de 2000 (LISBOA; PESSÔA, 2013).

A adequação geral da série também é testada pela regressão da taxa de crescimento da produtividade do trabalho contra a taxa de crescimento da PTF, conforme descrito no tópico 3.3.1, e realizado também para a agropecuária. A regressão efetivada para o setor industrial considerou apenas os valores a partir de 1985 em decorrência das bruscas variações ocorridas nos dois anos anteriores – segunda e terceira observações – identificadas também nos resultados de Bonelli e Fonseca (1998), ainda que em magnitude menos pronunciada. A tentativa de incluir todas as observações da série ocasionaria ao menos dois problemas: a presença de heterocedasticidade e de não normalidade dos resíduos violando, portanto, os pressupostos da regressão linear por MQO. Os resultados encontram-se sumarizados na tabela 3.

Tabela 3 – Regressão por MQO da taxa de crescimento da produtividade do trabalho (PT) contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) na indústria brasileira, no período entre 1982 e 2013

Variável dependente = PT	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
Intercepto	0,0038	0,0034	1,1369	0,2656
PTF	1,1557	0,1090	10,6017	0,0000
R-quadrado	0,8063			
R-quadrado ajustado	0,7991			
Estatística F	112,3957			

Fonte: Elaboração própria

Como pode ser observado, o intercepto novamente é baixo e estatisticamente não diferente de zero e, ademais, não rejeita-se a hipótese de o coeficiente associado à taxa de crescimento da PTF ser igual à unidade, quando avaliado ao nível de 0,05 de significância, uma vez que o valor da estatística t associada à hipótese é 1,4286. Os testes de raiz unitária das duas séries implicadas na regressão, e dos pressupostos do modelo de regressão linear, mostraram-se adequados e encontram-se no anexo D. Novamente, ainda que apenas a especificação completa do teste de raiz unitária seja reportada, nas outras duas especificações igualmente rejeitou-se a hipótese nula.

Conclui-se, portanto, que o setor industrial presenciou queda significativa de sua PTF durante a década de 1980, recuperando-se nos anos de 1990 como resultado das reformas implementadas e, em especial, da abertura comercial. Nos anos 2000, contudo, retomou-se o padrão de redução da produtividade industrial como resultado, especialmente, de problemas institucionais, tendo o crescimento do valor adicionado do setor se sustentado por aumentos dos fatores de produção capital e trabalho.

4.1.3 Evolução da PTF no setor de serviços

Até mesmo por suas limitações intrínsecas, apontadas desde Baumol (1967), o setor de serviços é o menos estudado no que se refere à produtividade, embora seja frequentemente apontado como pouco dinâmico. Na literatura brasileira, Silva (2006) analisou o desempenho da PTF do setor de serviços, abrangendo, no entanto, um período restrito, entre 1998 e 2002. Este autor estimou a variação da PTF para onze subsetores²⁷ utilizando a metodologia do

²⁷ As atividades consideradas no trabalho de Silva (2006) foram: 1) telecomunicações; 2) consultoria em hardware; 3) desenvolvimento e edição de software; 4) processamento de dados; 5) atividades de banco de dados e distribuição on-line de conteúdo eletrônico; 6) atividades de assessoria em gestão empresarial e imprensa; 7) serviços de arquitetura, engenharia e assessoramento técnico, estudos geofísicos e geodésicos, aerofotogrametria;

índice multilateral onde existe, como ponto de referência, uma firma hipotética em cada momento do tempo, e tais pontos são encadeados para formar uma série. Seus resultados mostraram que apenas quatro subsetores exibiram ganhos de produtividade, mesmo em um conjunto de atividades consideradas modernas como telecomunicações, desenvolvimento e edição de *software* e atividades de televisão, por exemplo. Contudo, é precário estabelecer um paralelo entre seus valores com aqueles aqui obtidos, uma vez que o índice utilizado pelo autor trabalha com a diferença em nível – em contraposição ao conceito de taxas –, bem como seu conjunto de atividades é limitado.

Além do mais, os resultados obtidos por Silva (2006) deixaram em aberto a tendência da PTF em atividades consideradas tradicionais dentro do setor de serviços como, por exemplo, serviços pessoais. Pode-se supor, entretanto, que tais atividades tenham exibido desempenho inferior àqueles do estudo de Silva (2006), dado suas restrições ao crescimento da produtividade apontadas por Baumol (1967) e que são ainda mais evidentes nessas áreas. A figura 12 apresenta o resultado dos cálculos desta dissertação para o índice da PTF do setor de serviços, ressaltando-se que os eixos se encontram na mesma escala daqueles da figura 10, do setor industrial.

Figura 12 – Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores no setor de serviços brasileiro entre 1981 e 2013

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Da figura 12 pode-se afirmar que a PTF do setor de serviços se reduziu de forma consistente durante todo o período entre 1981 e 2001 e, então, iniciou uma fase de crescimento que perdurou até o ano de 2010, quando voltou a cair. Lisboa e Pessoa (2013) forneceram uma potencial explicação para o desempenho recente da produtividade do trabalho no setor de serviços, que pode elucidar o comportamento da PTF. Segundo esses

8) ensaios de materiais e de produtos, certificação; 9) produção de filmes e fitas de vídeo, estúdios cinematográficos, dublagem, efeitos especiais; 10) atividades de rádio; 11) atividades de televisão.

autores, ocorreram no início da década de 2000 reformas institucionais, cujo objetivo consistia em promover ganhos de eficiência na intermediação financeira, mas que exibiram efeitos positivos sobre a produtividade de outras atividades não comercializáveis, criando naquele período uma “dualidade” entre os desempenhos dos setores industrial e de serviços (LISBOA; PESSÔA, 2013). Apesar disso, ao considerar-se todo o período de análise, a decomposição do crescimento do valor agregado indica que este se deu via aumento do uso dos fatores de produção, e não por ganhos de produtividade.

Visando embasar comportamento resultante da série obtida no setor, dada a escassa literatura disponível, apresenta-se na tabela 4 a regressão entre taxa de crescimento da produtividade do trabalho contra a taxa de crescimento da PTF. Novamente os testes de raiz unitária das séries de produtividade, e dos pressupostos da regressão linear mostraram-se adequados ao nível de 0,05 de significância, sendo apresentados no anexo E desta dissertação. Ressalta-se que, ainda que todas as especificações do teste tenham rejeitado a hipótese de raiz unitária, apenas a especificação completa é reportada em anexo, conforme já realizado para os setores agropecuário e industrial.

Tabela 4 – Regressão por MQO da taxa de crescimento da produtividade do trabalho (PT) contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) no setor de serviços brasileiro, no período entre 1982 e 2013

Variável dependente = PT	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
Intercepto	0,0025	0,0031	0,8058	0,4267
PTF	1,0492	0,2223	4,7201	0,0001
R-quadrado	0,4262			
R-quadrado ajustado	0,4070			
Estatística F	22,9791			

Fonte: Elaboração própria

Como esperado, a 0,05 de significância, o intercepto não é estatisticamente diferente de zero e, além disso, a estatística *t* de Student associada ao teste, cuja hipótese nula é de que o coeficiente associado à PTF seja igual à unidade, tem valor de 0,2215; portanto, não se rejeita a hipótese nula de que o coeficiente da PTF seja igual a 1. Logo, pode-se afirmar com relativa confiança que os valores estimados da PTF do setor de serviços são adequados à simulação proposta.

4.2 Resultados do modelo dinâmico

Após a obtenção das séries do comportamento da PTF – especificamente de suas taxas de crescimento – pode-se solucionar numericamente o modelo. Aqui divide-se a subseção em três tópicos, sendo o primeiro relativo ao modelo base, ou seja, aquele que busca simplesmente reproduzir a composição setorial observada do valor adicionado a preços correntes e do emprego por meio da calibração descrita na subseção 3.2. O segundo tópico realiza uma análise de sensibilidade simples relativa aos parâmetros da função de produção do setor agropecuário. Finalmente, o terceiro tópico apresenta uma contribuição adicional desta dissertação em que simulou-se um cenário em que a produtividade do setor agropecuário apresentou reduzido desempenho relativamente àquele observado *de facto*, e avalia-se quais efeitos seriam observados sobre composição do emprego e do valor adicionado nesta situação alternativa.

4.2.1 Resultados do modelo base

A fim de iniciar a discussão sobre os resultados do modelo, que procura reproduzir a mudança estrutural efetivamente observada na economia brasileira, o quadro 3 apresenta de forma sucinta todos os valores dos parâmetros utilizados para obter a solução numérica.

Parâmetro	Descrição	Valor
θ	Participação do capital na renda agropecuária	0,5723
γ	Participação da terra na renda agropecuária	0,1618
α	Participação do capital na renda da indústria	0,4587
ϕ	Participação do capital na renda do setor de serviços	0,3862
$\bar{l}_a$	Parâmetro do valor fixo do fator terra	1
κ_{i0}	Relação capital-trabalho inicial no setor industrial	1
b_{a0}	PTF inicial no setor agropecuário	0,1
b_{i0}	PTF inicial no setor industrial	0,4
b_{s0}	PTF inicial no setor de serviços	0,17
β	Fator de desconto intertemporal	0,9417
δ	Taxa de depreciação	0,0376
ω_a	Peso do bem agropecuário na função utilidade	0,0936
ω_i	Peso do bem industrial na função utilidade	0,2884
ω_s	Peso do bem de serviços na função utilidade	0,6180
σ	Elasticidade de substituição no consumo entre os bens	0,1

Quadro 3 – Valores dos parâmetros utilizados na solução do modelo base

Fonte: Elaboração própria

Além disso, a propósito da validação dos resultados, é importante frisar que foram consideradas como participações observadas aquelas geradas pelos dados de IPEA (2015), em termos não *per capita*. Isto posto, apresenta-se na figura 13 as participações setoriais, simuladas e observadas, no valor adicionado total a preços correntes.

Figura 13 – Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços na composição do valor adicionado total em preços correntes, observadas e simuladas pelo modelo no Brasil entre 1981 e 2013

Fonte: Elaboração própria para séries simuladas e IPEA (2015) para séries observadas.

As correlações entre valores simulados e observados nos setores agropecuário e de serviços são elevadas, alcançando, respectivamente, 0,810 e 0,832; enquanto no setor industrial, a diferença entre a dinâmica simulada e observada implica um coeficiente menor, embora satisfatório, da ordem de 0,786. Também é perceptível que o comportamento das séries relativas aos setores industrial e de serviços é virtualmente simétrico, tanto nos valores observados, quanto nos simulados. No modelo, esse comportamento é resultante da opção pela calibração das produtividades iniciais; ao fixar b_{a0} em pequena magnitude, sendo o setor agropecuário aquele cuja taxa de crescimento da PTF era mais elevada – diante de uma elasticidade de substituição no consumo próxima à zero –, manteve-se reduzida sua participação ao longo do período. No entanto, as alterações nas participações dos setores industrial e de serviços, decorrentes de mudanças em suas PTFs compensavam quase totalmente umas às outras, com poucos efeitos no setor agropecuário.

Adicionalmente aos coeficientes de correlação, o desempenho no longo prazo do modelo pode ser avaliado pelas taxas de crescimento anual composta das participações dos

setores no valor adicionado total²⁸, adotando a mesma análise realizada por Verma (2012), conforme tabela 5. Os resultados simulados pelo modelo são muito próximos dos observados efetivamente; a participação do setor agropecuário no valor adicionado, por exemplo, ao longo do período 1981-2013 teve uma redução observada de 1,8% ao ano, enquanto que a projeção do modelo foi de 1,7% ao ano.

Tabela 5 – Taxas de crescimento anual composta das participações dos setores no valor adicionado total a preços correntes, simuladas e observadas, no Brasil entre 1981 e 2013 (% a.a.)

Setor	Crescimento observado	Crescimento simulado
Agropecuária	-1,8	-1,7
Indústria	-1,5	-1,6
Serviços	1,0	1,3

Fonte: Elaboração própria e dados de IPEA (2015)

Considerando a relativa simplicidade do modelo, em termos de variáveis exógenas, percebe-se, portanto, que o mesmo obtém sucesso em simular a tendência de longo prazo das participações dos setores no valor adicionado, com o maior erro associado à velocidade de crescimento do setor de serviços, ainda que preveja uma mudança estrutural mais intensa do que aquela efetivamente ocorrida, especialmente sobre a taxa de crescimento simulada da participação do setor de serviços no valor adicionado (1,3%).

A causa dessa diferença de médio prazo entre as dinâmicas da simulação e dos dados observados pode ser identificada nas condições estáticas de equilíbrio em (30) e (31). Nestas expressões é explícito que, em cada período, preços relativos e alocação do fator trabalho – que se reflete na distribuição do valor adicionado – devem ser compatíveis com a razão entre produtividades setoriais de tal sorte que, dado que estas evoluem progressivamente ao longo de todo o período, alterações nas participações dos setores no valor adicionado devem ocorrer continuamente. Dessa forma, para que o modelo lograsse reproduzir com maior acurácia os dados observados, seria necessário a ocorrência de taxas de crescimento das PTFs muito próximas entre os setores a partir de meados da década de 1990, o que, evidentemente, não aconteceu.

Como foi argumentado anteriormente, ao calibrar as produtividades iniciais com base no valor adicionado observado, sacrificar-se-ia o desempenho do modelo em relação à

²⁸ A formula é: *taxa média anual composta* = $\sqrt[32]{\left(\frac{\text{valor em 2013}}{\text{valor em 1981}}\right)} - 1$.

distribuição setorial do emprego; portanto, no que se refere a essa variável, o modelo consegue melhor reproduzir a tendência do que os níveis, conforme figura 14.

Figura 14 – Evolução das participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços na composição do emprego total brasileiro, observadas e simuladas pelo modelo, entre 1981 e 2013

Fonte: Elaboração própria e IBGE (2015b).

Deste modo, o ajuste obtido do nível da participação setorial no emprego decorre do método de calibração das produtividades iniciais. Ressalta-se que tal limitação é consequência da presença de funções de produção Cobb-Douglas e, portanto, trata-se de um aspecto intrínseco à estrutura do modelo (VERMA, 2012). A avaliação das expressões (48), (49) e (50) explica o erro no nível das participações setoriais, uma vez que, se as participações de capital e trabalho na renda forem próximas entre os setores, as distribuições do emprego e do valor adicionado também o serão. Nos resultados aqui obtidos, além do erro relativo ao nível da participação da agropecuária no emprego, a velocidade da redução simulada pelo modelo desta é menor que a observada – queda de 59% de sua participação nos dados reais, contra 46% no modelo. Ainda assim, o coeficiente de correlação, que avalia apenas a relação linear entre duas variáveis, mantém-se elevado (0,925).

No caso da indústria, apesar do debate recente sobre a redução de sua importância, cabe observar que a tendência da participação observada deste setor no emprego é de manutenção de seus níveis entre 20% e 23% do pessoal ocupado total. Contudo, ao mimetizar o padrão observado para o valor adicionado, o modelo prevê uma tendência de redução da fração do pessoal ocupado na indústria ao menos até o ano de 2001 e, uma vez que o emprego industrial se manteve relativamente constante ao longo de todo o período,

esperar-se-ia que o coeficiente de correlação entre a série gerada pelo modelo e aquela observada nos dados fosse baixo, o que é confirmado por um valor de apenas 0,314.

Quanto ao setor de serviços, conforme a figura 14, o modelo obtém bom ajuste para o emprego setorial, dado que sua participação observada se comporta de forma próxima àquela do valor adicionado; aspecto que encontra correspondência nas características do modelo proposto. Em termos de tendência, o modelo reproduz de forma consistente os dados observados da participação do emprego no setor de serviços, o que é reforçado pelo coeficiente de correlação de 0,924. Com o intuito de avaliar a capacidade de o modelo replicar a tendência observadas para as séries de emprego, a tabela 6 apresenta as taxas compostas de crescimento das participações – simulada e observada – no emprego total do setor de serviços, bem como da agropecuária e da indústria, conforme realizado anteriormente para o valor adicionado.

Tabela 6 – Taxas de crescimento anual composta das participações dos setores no emprego total, simuladas e observadas, no Brasil entre 1981 e 2013 (% a.a.)

Setor	Crescimento observado	Crescimento simulado
Agropecuária	-2,8	-1,9
Indústria	-0,2	-1,7
Serviços	1,1	1,1

Fonte: Elaboração própria e dados de IPEA (2015)

Percebe-se, portanto, que a velocidade simulada de redução da participação da agropecuária no emprego é menor, apesar de expressiva, de forma a manter elevado coeficiente de correlação entre as séries. Além disso, o modelo básico superestimou redução da participação da indústria no emprego, projetando uma queda significativamente mais acentuada que aquela efetivamente ocorrida, o que explica a baixa correlação entre a série observada e a simulada. Para o setor de serviços, contudo, o modelo simulou exatamente a mesma velocidade de crescimento efetivamente observada.

Embora secundários nos objetivos iniciais da análise, cabe apresentar a capacidade do modelo em reproduzir o comportamento dos preços relativos observados, bem como a taxa de juros vigente. Para os primeiros, como mencionado anteriormente, estabeleceu-se o bem industrial como numerário, de forma que apenas o preço do bem agropecuário e do bem do setor de serviços são ilustrados na figura 15. É importante lembrar que o nível do preço relativo obtido pela razão entre deflatores é sensível ao período base, mas a taxa de variação anual do mesmo não o é, de forma que esta possui maior interesse analítico.

Figura 15 – Evolução dos preços do bens agropecuário e de serviços relativamente ao preço do bem industrial, no Brasil, entre 1981 e 2013, observados e simulados pelo modelo

Fonte: Elaboração própria e IPEA (2015).

Nota: Os preços relativos observados foram calculados como a razão entre os deflatores dos valores adicionados setoriais (1980 = 100).

Portanto, o nível do preço relativo simulado pelo modelo para o bem agropecuário é superior ao observado – aqui considerado como aquele resultante da razão entre deflatores setoriais cuja base é 1980 – e, além disso, decresce a uma taxa significativamente superior, ainda que o coeficiente de correlação associado se mantenha elevado (0,874). Neste caso, a taxa de crescimento anual composta do preço simulado do bem agropecuário é de -3,2% ao ano, contra -1,5% da série observada.

No caso do setor de serviços, embora visualmente as dinâmicas das séries simuladas sejam similares, o exame pormenorizado indica que, apesar de um coeficiente de correlação da ordem de 0,727, as taxas de crescimento médias são significativamente diferentes, tendo ocorrido um aumento observado de 1,5% a.a., enquanto o modelo sugere estagnação (crescimento de 0,0% entre 1981 e 2013).

Além da sensibilidade relativa à seleção do período base dos deflatores, em ambos os casos – setor agropecuário e setor de serviços – pode-se afirmar que as disparidades dos preços relativos em nível também se relacionam aos valores atribuídos às produtividades iniciais para que as séries da participação no valor adicionada, observada e simulada, fossem similares. As expressões (30) e (31) exemplificam a dependência, *ceteris paribus*, dos preços para com a razão entre os níveis de produtividade vigentes e, ao longo do tempo, com o comportamento de suas taxas de crescimento.

Finalmente, quanto à taxa de juros, pode-se traçar um paralelo no que se refere à média simples da taxa de juros real, uma vez que a grande volatilidade histórica dessa variável não poderia ser obtida dentro do modelo proposto, em que a mesma vincula-se ao produto marginal do capital caracteristicamente positivo, conforme (23). Por exemplo, as taxas de juros reais negativas, observadas em quatro anos da série (1981, 1986, 1987 e 1990) não configurariam simulações plausíveis. Contudo, o modelo logra obter média simples próxima àquela vigente, a saber, 11,53% a.a. simulada, contra 9,95% a.a. observada²⁹.

4.2.2 Análise de sensibilidade

Como apresentado na subseção 3.2 sobre a calibração do modelo, os valores obtidos para as participações dos fatores de produção na renda gerada em cada setor tiveram como referência a oitava versão da base de dados de GTAP (2015). Os valores atribuídos à participação do trabalho – e, portanto, do capital – na renda dos setores industrial e de serviços são próximos àqueles presentes nas contas nacionais brasileiras, contudo não o é para a agropecuária. A discrepância é facilmente identificada ao dimensionar a participação do fator trabalho na renda agropecuária; neste caso, enquanto o valor obtido de GTAP (2015) e utilizados nesta dissertação foi de 0,27, utilizando a TRU do ano de 2005 disponibilizada por IBGE (2015a) e distribuindo o rendimento misto conforme o segundo ajuste proposto por Gollin (2002), tem-se que tal valor atingiria 0,80. Além disso, a participação dos fatores capital e terra aqui utilizados diferem significativamente dos valores apresentados por Lima (2007) obtidos a partir do Censo Agropecuário de 1995/96. Segundo cálculos da autora, tais participações seriam respectivamente, 0,24 e 0,51, enquanto a base de GTAP (2015) apresenta 0,57 e 0,16³⁰.

A partir destas divergências, propôs-se uma análise de sensibilidade com duas alternativas, realizada com a alteração dos parâmetros θ e γ correspondentes, respectivamente, às participações do capital e da terra na renda do setor agropecuário. No primeiro cenário, optou-se por adotar os valores obtidos por Lima (2007), enquanto no

²⁹ A taxa de juros real observada foi considerada a taxa Selic anual descontada a inflação, medida pela variação do IPCA, conforme o procedimento descrito tópico 3.2.4 desta dissertação para obtenção da taxa de desconto intertemporal.

³⁰ Admite-se que a participação dos fatores na renda seja relativamente constante, o que é relativamente consensual em nível agregado. Ver, por exemplo, Gollin (2002).

segundo os valores dos parâmetros foram fixados, respectivamente em 0,25 e 0,10, ou seja, implicando uma participação do trabalho na renda próxima àquela das contas nacionais.

Pode-se dizer que a alteração dos parâmetros citados produz dois efeitos sobre os resultados; aquele resultante da presença das respectivas constantes no modelo e aquele resultante da alteração da série calculada da taxa de crescimento da PTF agropecuária. O primeiro deles tende a alterar o nível das séries, enquanto o segundo a própria dinâmica da mesma. A figura 16 apresenta a comparação entre a solução do modelo obtida no tópico anterior e aquela resultante da utilização dos valores obtidos por Lima (2007), ressaltando-se que, para facilitar a leitura, os eixos possuem escalas diferenciadas. Como pode ser observado, as maiores diferenças nos níveis das participações no valor adicionado e no emprego ocorrem nos setores agropecuário e de serviços, sendo as participações da indústria pouco afetadas.

Figura 16 – Comparativo entre resultados do modelo base ($\theta = 0,57$ e $\gamma = 0,16$) e modelo com parâmetros retirados de Lima (2007) ($\theta = 0,24$ e $\gamma = 0,51$)

Fonte: Elaboração própria utilizando dados de Lima (2007)

Há, também, diferenças quanto às taxas médias de crescimento anuais compostas das variáveis decorrentes da alteração do comportamento da PTF do setor agropecuário, tendo as variações das participações do setor no valor adicionado e no emprego se reduzido de, respectivamente, -1,7% e -1,9% a.a. no modelo base para -2,3% e -2,4% a.a. quando utiliza-se os parâmetros de Lima (2007). No caso do setor de serviços, as mudanças foram menos significativas, passando de crescimento das participações no valor adicionado e emprego, respectivamente, de 1,3% e 1,1% a.a. para 1,1% e 1,0% a.a.; enquanto na indústria estas taxas não se alteraram.

Portanto, utilizando-se os parâmetros de Lima (2007), não obstante ocorram diferenças de nível – que poderiam ser ao menos parcialmente eliminadas pela recalibração das produtividades iniciais – e das taxas de crescimento, decorrente do maior crescimento da PTF do setor agropecuário, as conclusões sobre a dinâmica da mudança estrutural se mantêm.

A figura 17, por sua vez, refaz o mesmo procedimento utilizando os parâmetros θ e γ fixados, respectivamente, em 0,25 e 0,10.

Figura 17 – Comparativo entre resultados do modelo base ($\theta = 0,57$ e $\gamma = 0,16$) e modelo com parâmetros $\theta = 0,24$ e $\gamma = 0,51$

Fonte: Elaboração própria.

Neste caso, a análise é semelhante àquela anteriormente realizada, entretanto, destaca-se o fato de as alterações nos níveis das participações ocorrerem, sobretudo, no emprego. Assim, eleva-se significativamente a participação da agropecuária no emprego, reduzindo as participações da indústria e do setor de serviços. Além disso, quanto à velocidade do processo de mudança estrutural, tem-se pequenas alterações, de forma que as taxas de crescimento da participação da agropecuária e da indústria passam a ser, respectivamente, -1,8 e -1,6% a.a., enquanto no setor de serviços, esta alcança 1,2% a.a..

É interessante observar que a utilização dos parâmetros deste segundo caso induziria a uma melhora significativa do ajuste do modelo aos dados observados no emprego, tornando a as participações dos fatores na renda setorial obtidas nas TRUs uma alternativa potencial aos valores da base do GTAP, ainda que se fizesse necessário estabelecer uma metodologia adicional àquela de Gollin (2002), para o cálculo da participação do fator terra. Outro ponto a atentar-se é que, dada a forma de calibração dos parâmetros de produtividades iniciais, tem-se que parte relevante das diferenças entre os modelos apresentados nos níveis das participações no valor adicionado poderia ser eliminada pela simples calibração destes termos com novos valores.

Conclui-se, portanto, que o modelo e as taxas de crescimento das participações dele obtida, possuem boa robustez quanto aos parâmetros da função de produção do setor agropecuário, permitindo-se, então, para as simulações de cenários, embora com a ressalva de que o modelo não é utilizado para previsões sobre o nível das variáveis de interesse, mas sim da trajetória ao longo do tempo da mudança estrutural.

4.2.3 Cenário alternativo: um crescimento menor da produtividade da agropecuária

Admitindo que o modelo pode adequadamente refletir qualitativamente o padrão de mudança estrutural no Brasil, ou seja, apresentar a direção da variação da importância dos setores no valor adicionado e no emprego, pode-se traçar um cenário alternativo no qual a PTF do setor agropecuário apresentaria menores ganhos ao longo do período de análise. O objetivo deste tópico é analisar a importância de um aspecto observado na análise dos dados: o crescimento da PTF do setor agropecuário foi muito superior ao observado para a economia brasileira como um todo. Por isso, pretendeu-se identificar, em um cenário de baixo crescimento da PTF agropecuária, como isso afetaria o processo de mudança estrutural na economia brasileira.

Para este fim, substituiu-se a série de crescimento observada da PTF agropecuária por aquela obtida para economia brasileira pela metodologia da decomposição do crescimento, que foi realizada de maneira a manter elevado grau de comparabilidade em relação àquela dos setores; portanto, admitiu-se apenas dois fatores de produção – capital e trabalho – e participações dos mesmos na renda conforme GTAP (2015)³¹. Além disso, os valores ano a ano do produto e dos fatores de produção utilizados consistem na soma simples dos valores considerados na contabilidade do crescimento setorial.

O resultado em índice (1981 = 100) do procedimento para a PTF agregada brasileira é apresentado na figura 18 em que, similarmente ao realizado na figura 1 da seção introdutória, este é confrontado com o índice da PTF agropecuária, também obtida nesta dissertação. Visando corroborar os valores obtidos, o anexo F desta dissertação apresenta o resultado deste exercício para a economia brasileira conjuntamente aos valores obtidos por Barbosa Filho e Pessoa (2014), no caso em que a decomposição do crescimento realizada pelos autores considera o fator trabalho como o total de pessoas ocupadas conforme metodologia vigente na década de 1980, e descrita no tópico 3.3.4.

Figura 18 – Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária e da economia agregada brasileiras

Fonte: Elaboração própria

Cabe ainda a ressalva de que, a rigor, o valor adicionado total da economia brasileira a preços constantes não corresponde à soma dos valores adicionados setoriais a preços constantes por conta da perda de aditividade (FEIJÓ et al., 2013), entretanto manteve-se esta opção uma vez que não foi possível obter a série agregada do PIB a preços básicos em valores constantes para períodos anteriores à década de 1990. Além do mais, por tratar-se de um cenário hipotético, eventuais divergências causadas por essa opção não influenciariam

³¹ As participações do capital e do trabalho na renda nacional obtidas foram, respectivamente 0,426 e 0,574 (GTAP, 2015).

de forma relevante as conclusões obtidas, bem como enfatiza-se que as taxas de crescimento do valor adicionado total derivadas deste procedimento, e utilizadas na obtenção da série da taxa de crescimento da PTF agregada, são essencialmente as mesmas que seriam obtidas pelos dados disponíveis na base *National Accounts Estimates of Main Aggregates* da Divisão de Estatísticas das Nações Unidas (UNSD, 2015). O resultado da referida simulação para as participações no valor adicionado a preços correntes, e no emprego comparativamente às participações obtidas no modelo base do tópico 4.2.1 são apresentados na figura 19, onde, novamente, as escalas dos eixos variam para cada setor.

Figura 19 – Comparativo entre resultados do modelo base com cenário alternativo em que a PTF agropecuária cresce à mesma taxa da economia agregada brasileira

Fonte: Elaboração própria

Primeiramente, cabe atentar-se ao fato de que, embora todos os parâmetros utilizados no modelo base e na simulação do cenário alternativo desta subseção sejam os mesmos, identificam-se diferenças marginais nos valores iniciais das participações, exigindo-se algum

cuidado ao comparar diretamente os níveis das variáveis resultantes de cada um dos casos, independentemente do período em questão. Somada a esta consideração, ressalta-se que o modelo possui limitada capacidade quanto à predição desses níveis e, especialmente, das participações no emprego, tendo-se que o exame mais adequado é aquele referente à dinâmica dos mesmos no tempo, o que é realizado comparando-se os resultados do modelo base com aqueles gerados no cenário alternativo em termos da ocorrência de aceleração ou desaceleração do crescimento ou redução da participação de determinado setor no valor adicionado ou emprego. De qualquer maneira, a tabela 7 apresenta a composição setorial do valor adicionado e do emprego em 2013 – último ano de análise – em cada um dos cenários, bem como os valores efetivamente observados.

Tabela 7 – Participação dos setores agropecuária, industrial e de serviços brasileiros em 2013: valores observados, previstos no modelo base e previstos no cenário alternativo

Ano: 2013	Observado	Modelo base	Cenário alternativo
Composição do valor adicionado			
Agropecuária	5.7%	4.6%	8.5%
Indústria	25.0%	28.1%	29.1%
Serviços	69.3%	67.3%	62.4%
Composição do emprego			
Agropecuária	11.9%	2.1%	4.0%
Indústria	23.1%	26.4%	28.0%
Serviços	65.0%	71.5%	68.0%

Fonte: Elaboração própria.

Portanto, percebe-se que o setor agropecuário, diante de baixos ganhos de produtividade, poderia apresentar atualmente uma participação muito mais relevante no emprego e no valor adicionado do que efetivamente possui e, além disso, o setor industrial poderia exibir, no cenário alternativo, pequeno aumento de sua importância na economia brasileira, enquanto o setor de serviços possivelmente representaria menor fração da atividade econômica. De outra forma, o processo de transformação estrutural teria ocorrido mais lentamente.

Entretanto, como enfatizado anteriormente, a análise mais adequada a ser conduzida diz respeito às alterações nas tendências das séries em discussão, constituindo-se um procedimento válido a comparação das taxas de crescimento composta das variáveis em cada cenário vigente. Tais dinâmicas das participações dos setores no valor adicionado e no emprego, para os resultados modelo base e da simulação de cenário realizada neste tópico, são apresentadas na tabela 8 para o período entre 1981 e 2013.

Tabela 8 – Comparação das taxas de crescimento médias compostas entre 1981 e 2013 das participações dos setores no valor adicionado total a preços correntes e emprego total no Brasil (% a.a.) por cenário de simulação

Setor	Valor adicionado		Emprego	
	Modelo base	Cenário alternativo	Modelo base	Cenário alternativo
Agropecuária	-1,7	0,1	-1,9	0,1
Indústria	-1,6	-1,5	-1,7	-1,6
Serviços	1,3	1,0	1,1	1,0

Fonte: Elaboração própria.

Portanto, o cenário hipotético de baixo crescimento da produtividade da agropecuária projeta uma dinâmica muito distinta da efetivamente observada e simulada no modelo base para o setor, havendo sua participação no valor adicionado e no emprego crescido a uma taxa média de 0,1% a.a.. No caso da indústria ocorreria pequena desaceleração de sua perda de importância, tanto no valor adicionado quanto no emprego, enquanto o setor de serviços experimentaria reduções das taxas de crescimento médias anuais de suas participações. Sabendo-se que o setor de serviços representa a maior parcela da economia brasileira, especialmente ao final da série, uma redução de 0,1% p.p. em sua taxa de crescimento representa um impacto significativo nos outros dois setores. Assim, ao considerar reduzido o impacto do cenário hipotético sobre a indústria, sugere-se que a mão de obra liberada da agropecuária teria migrado majoritariamente para o setor de serviços, análise que encontra respaldo na visão de que isto se daria em decorrência da menor qualificação deste contingente de trabalho (KON, 2006), não obstante este aspecto não seja contemplado explicitamente pelo modelo.

Deve-se, ainda, procurar associar as alterações ocorridas entre os dois cenários às dinâmicas vigentes das PTFs setoriais em cada situação. Dessa forma, o modelo proposto por Ngai e Pissarides (2007), mais restritivo que a versão aqui implementada, fornece uma justificativa adequada para as modificações presenciadas entre os resultados do modelo base e do cenário alternativo, o que dar-se-ia pela observação de que a diferença entre as taxas de crescimento da participação dos setores de serviços e agropecuário dependeria majoritariamente da diferença entre as taxas de crescimento das PTFs na agropecuária e no setor de serviços, nesta ordem. Assim, dado que o diferencial do crescimento da produtividade reduz-se significativamente entre os dois cenários, necessariamente deverá desacelerar a transferência do fator trabalho entre os dois setores.

No caso da indústria a justificativa para as alterações mostra-se menos clara, de tal forma que dada a redução do diferencial de produtividade deste setor para com a agropecuária

– e sabendo-se que, entre os cenários, não ocorreram modificações no diferencial de sua produtividade para com o setor de serviços – então reduzir-se-ia a transferência de pessoal das atividades primárias para as industriais; entretanto, o cenário simulado sugere o inverso, embora de forma marginal. Ngai e Pissarides (2007) enfatizaram que a participação do setor industrial no emprego comporta-se não apenas de acordo com as produtividades relativas, mas também conforme a taxa de consumo da economia, uma vez que a produção do capital necessário à produção ocorre apenas neste setor; contudo as diferenças significativas entre o modelo teórico dos autores, e o que foi aqui empregado, não permite afirmações definitivas acerca do processo formal para a mudança de comportamento entre os cenários.

Portanto, a conclusão relevante ocorre acerca do papel do crescimento da produtividade do setor agropecuário brasileiro, sobretudo na composição do mercado de trabalho e em sua própria participação no valor adicionado. Dessa forma pode-se traçar um cenário onde, caso a PTF da agropecuária houvesse se mantido estagnada, manter-se-ia relativamente constante a participação deste setor no emprego com impactos importantes sobre o setor de serviços, que presenciaria especial desaceleração do crescimento de sua participação no valor adicionado. De toda forma, os resultados corroboram, por exemplo, a percepção de mudança estrutural de Baumol (1967) – ainda que, diferentemente do modelo originalmente proposto pelo autor, no caso da economia brasileira, o setor dinâmico seja a agropecuária –, bem como a visão de que a produtividade agrícola é fator determinante para o crescimento dos setores não agrícolas, aqui refletido especialmente pelo setor de serviços. Este padrão, entretanto, diferencia-se daquele observado nas economias desenvolvidas, onde a indústria teria sido, por longo período, a maior beneficiada pela liberação do fator trabalho (ACEMOGLU, 2009). Ao permitir que a produção agropecuária brasileira atendesse sua demanda utilizando menos do fator trabalho disponível, a produtividade agrícola teria se mostrado fundamental, então, para acelerar o processo de mudança estrutural experimentado no Brasil, transferindo mão de obra especialmente para o setor de serviços, ainda que não aparente ter favorecido o setor industrial, considerado indutor do desenvolvimento econômico.

5 CONCLUSÃO

Esta dissertação procurou avaliar a dinâmica da mudança estrutural na economia brasileira por meio de um modelo dinâmico de equilíbrio geral que logrou reproduzir alguns dos fatos estilizados deste processo, como a redução da participação do setor agropecuário no emprego e no valor adicionado, e a aumento da participação do setor de serviços. Adicionalmente, em acordo com alguns modelos teóricos desenvolvidos na literatura internacional, agregando as atividades econômicas em três grandes setores (agropecuária, indústria e serviços), os resultados desse trabalho refletiram a mudança do trabalho do setor com maior taxa de progresso tecnológico para outros setores da economia sendo, no caso brasileiro, a agropecuária o setor que tem apresentado as maiores taxas de crescimento da produtividade total dos fatores ao longo das últimas décadas.

Tal comportamento decorreu de um amplo processo de modernização e ganhos de produtividade ao longo do período, resultante de incorporação de capital de elevado nível tecnológico, bem como do investimento em pesquisa, especialmente por parte de instituições de ensino superior e da EMBRAPA. Os ganhos de produtividade, por sua vez, apresentaram relevante influência sobre a capacidade de liberação de mão de obra deste setor para as atividades urbanas, compreendidas pela indústria e o setor de serviços.

Especificamente, o presente trabalho buscou avaliar o papel do crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária como indutor do processo de mudança estrutural experimentado pela economia brasileira entre 1981 e 2013. Considerando que o modelo básico foi consistente em simular a dinâmica de cada uma das participações, seja no valor adicionado ou no emprego, foi possível estabelecer de um cenário hipotético, em que a PTF agropecuária comportou-se tal qual aquela da economia agregada brasileira que, de forma geral, manteve-se estagnada ao longo do período de análise.

Os resultados das simulações sugerem que os ganhos de produtividade no setor agropecuário mostraram-se fundamentais para o ritmo de mudança estrutural na economia brasileira, ainda que seus efeitos tenham sido mais fortemente observados sobre o setor de serviços e não sobre a indústria, em contraposição à mudança estrutural presenciada em países desenvolvidos, o que poderia ter limitado o aumento da renda *per capita* brasileira ao longo das últimas décadas.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D. **Introduction to Modern Economic Growth**. Princeton: Princeton University Press, 2009. 990p.

ACEMOGLU, D.; GUERRIERI, V. Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 116, n. 3, p. 467-498, 2008.

ALVAREZ-CUADRADO, F.; POSCHKE, M. Structural Change Out of Agriculture: Labor Push versus Labor Pull. **American Economic Journal: Macroeconomics**, Nashville, v. 3, n. 3, p. 127-157, 2011.

ARAÚJO, C. H. V.; FERREIRA, P. C. G. Reforma Tributária, Efeitos Alocativos e Impactos de Bem-Estar. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 2, p. 133-166, 1999.

BANCO MUNDIAL. **World Development Indicators Database**. Disponível em: <<http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>>. Acesso em: 7 maio 2015.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A. Pessoal Ocupado e Jornada de Trabalho: Uma Releitura da Evolução da Produtividade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 2, p. 149-169, 2014.

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.

BAUMOL, W. J. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. **The American Economic Review**, Nashville, v. 57, n. 3, p. 415-426, 1967.

BITZER, J.; GÖREN, E. **Measuring Capital Services by Energy Use: An Empirical Comparative Study**. Oldenburg: University of Oldenburg, Department of Economics, 2013. 30p. (Oldenburg Discussion Papers in Economics v-351-13).

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

_____; PESSÔA, S. A. **Desindustrialização no Brasil: um resumo da evidência**. Rio de Janeiro: FGV, IBRE, 2010. 61p. (Texto para discussão, 7).

BRAGAGNOLO, C.; SPOLADOR, H.F.S.; BARROS, G.S.C. Regional brazilian agriculture TFP analysis: a stochastic frontier analysis approach. **Revista EconomiA**, Brasília, v.11, n.4, p. 187-216, 2010.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA. **Informativo de Economia Agrícola**, Brasília, ano 3, v. 1, 2009. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/politica-agricola/publicacoes/informativo-de-economia-agricola>>. Acesso em: 8 set. 2015.

_____. Ministério de Minas e Energia, Empresa de Pesquisa Energética. **Balanco Energético Nacional: Séries Completas**. Disponível em: <<https://ben.epe.gov.br/BENSeriesCompletas.aspx>>. Acesso em: 7 maio 2015.

BUERA, F. J.; KABOSKI, J. P. Can traditional theories of structural change fit the data? **Journal of the European Economic Association**, Cambridge, v. 7, n. 2-3, p. 469-477, 2009.

BUREAU OF LABOR STATISTICS – BLS. **International Comparisons of Hourly Compensation Costs in Manufacturing Industries, by Industry, 2008-2012**. Disponível em: <<http://www.bls.gov/fls/ichccindustry.htm>>. Acesso em: 7 maio 2015.

BUSTOS, P.; CAPRETTINI, B; PONTICELLI, J. **Agricultural productivity and structural transformation**. Barcelona: Graduate School of Economics, 2015. 33p. (GSE Working Paper n° 736).

CASELLI, F. Accounting for cross-country income differences. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. (Eds.). **Handbook of Economic Growth**. Amsterdam: North Holland, 2005. vol. 1A, p. 679-742.

CASTRO, L. B. Esperança, Frustração e Aprendizado: A História da Nova república (1985-1989). In: GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; CASTRO, L. B.; HERMANN, J. (Org.). **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011. p. 97-129.

CAVALCANTE, L. R.; DE NEGRI, F. Evolução recente dos indicadores de produtividade no Brasil. In: DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. (Org.). **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**. Brasília: IPEA, 2014. p. 143-171.

CONESA, J. C.; KEHOE, T. J.; RUHL, K. J. Modeling great depressions: the depression in Finland in the 1990s. In: KEHOE, T. J.; PRESCOTT, E. C. (Ed.). **Great Depressions of Twentieth Century**. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2007. p. 427-475.

DEKLE, R.; VANDENBROUCKE, G. A quantitative analysis of China's structural transformation. **Journal of Economic Dynamics & Control**, Amsterdam, v. 36, n. 1, p. 119-135, 2012.

DENNIS, B. N.; IŞCAN, T. B. Productivity growth and agricultural out-migration in the United States. **Structural Change and Economic Dynamics**, Oxford, UK, v. 18, n. 1, p. 57-74, 2007.

ECHEVARRIA, C. Changes in Sectoral Composition Associated with Economic Growth. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 38, n. 2, p. 431-452, 1997.

ÉGERT, B. et al. The Balassa-Samuelson effect in Central Eastern Europe: myth or reality? **Journal of Comparative Economics**, San Diego, v. 31, n. 3, p. 552-572, 2003.

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

FEIJÓ, C. A. et al. **Contabilidade Social: a nova referência das contas nacionais do Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013. 416p.

FERREIRA, P. C.; ROSSI, J. L. New Evidence from Brazil on Trade Liberalization and Productivity Growth. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 44, n. 4, p. 1383-1405, 2003.

FONSECA, R.; MENDES, T. C. M. **Produtividade do Capital na Indústria Brasileira**. Brasília: CNI, 2002. 30p. (Texto para discussão n. 2).

GASQUES, J. C.; VILLA VERDE, C. M. **Crescimento da Agricultura Brasileira e Política Agrícola nos Anos Oitenta**. Brasília: IPEA, 1990. 15p. (Texto para discussão n. 204).

GASQUES, J. C. et al. Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 21, n. 3, 2012a.

_____. Total Factor Productivity in Brazilian Agriculture. In: FUGLIE, K. O.; BALL, V. E.; WANG, S. L. (Ed.). **Productivity Growth in Agriculture: An International Perspective**. Wallingford: CABI, 2012b. p. 145-161.

GLOBAL TRADE ANALYSIS PROJECT – GTAP. **GTAP 8 Database**. Disponível em: <<https://www.gtap.agecon.purdue.edu/databases/v8/>>. Acesso em: 10 maio 2015.

GOLLIN, D. Getting Income Shares Right. **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 110, n. 2, p. 458-474, 2002.

GOLLIN, D.; PARENTE, S.; ROGERSON, R. The Role of Agriculture in Development. **The American Economic Review**, Nashville, TN, v. 92, n. 2, p. 160-164, 2002.

_____. The food problem and the evolution of international income levels. **Journal of Monetary Economics**, Rochester, NY, v. 54, n. 2, p. 1230-1255, 2007.

HAUSKNECHT, J. C. **Perdas de 2012 justificam queda no PIB da agropecuária, diz MB Agro**. [Entrevista à Agência Estado]. Disponível em: <<http://g1.globo.com/economia/agronegocios/noticia/2013/03/perdas-de-2012-justificam-queda-no-pib-da-agropecuaria-diz-mb-agro.html>>. Acesso em: 1 set. 2015.

HERMANN, J. Auge e Declínio do Modelo de Crescimento com Endividamento: O II PND e a Crise da Dívida Externa (1974-1984). In: GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; CASTRO, L. B.;

HERMANN, J. (Org.). **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011. p. 73-95.

HERRENDORF, B; ROGERSON, R.; VALENTINYI, Á. **Growth and structural transformation**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2013a. 113p. (Working Paper, 18996)

_____. Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation. **The American Economic Review**, Nashville, TN, v. 103, n. 7, p. 2752-2789, 2013b.

HERTEL, T.; TSIGAS, M.; GOPALAKRISHNAN, B. N. Primary Factors Shares. In: GOPALAKRISHNAN, B. N.; AGUIAR, A.; McDOUGALL, R. **Global Trade, Assistance, and Production: The GTAP 8 Data Base**. West Lafayette: Center for Global Trade Analysis, Purdue University, 2013. Disponível em: <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/databases/v8/v8_doco.asp>. Acesso em: 8 out. 2015.

HOMEM DE MELO, F. Plano Real e a Agricultura Brasileira: Perspectivas. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 19, n. 4, p. 146-155, 1999.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Contas Nacionais Trimestrais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004. 50p. (Série relatórios metodológicos, v. 28)

_____. **Matriz de insumo-produto: Brasil 2000/2005**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/matrizinsumo_produto/default.shtm>. Acesso em: 7 maio 2015a.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>>. Acesso em: 7 maio 2015b.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA – IPEA. **IPEADATA**: Banco de dados do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 7 maio 2015.

JOHNSTON, B.F.; MELLOR, J.W. The role of agriculture in economic development. **The American Economic Review**, Nashville, TN, v. 51, n. 4, p. 566-593, 1961.

JORGENSON, D. W.; GRILICHES, Z. The Explanation of Productivity Change. **The Review of Economic Studies**, London, v. 34, n. 3, p. 249-283, 1967.

KON, A. Mudanças recentes no perfil da distribuição ocupacional da população brasileira. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, v. 23, n. 2, p. 247-267, 2006.

KONGSAMUT, P.; REBELO, S.; XIE, D. Beyond Balanced Growth. **The Review of Economic Studies**, London, v. 68, n. 4, p. 869-882, 2001.

KRÜGER, J. J. Productivity and structural change: a review of the literature. **Journal of Economic Surveys**, Oxford, UK, v. 22, n. 2, p. 330-363, 2008.

KUZNETS, S. Modern Economic Growth: Findings and Reflections. **The American Economic Review**, Nashville, TN, v. 63, n. 3, p. 247-258, 1973.

LEWIS, W. A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. **The Manchester School**, Manchester, v. 22, n. 2, pp. 139-191, 1954.

LIMA, S. M. P. **A evolução da participação dos fatores produtivos primários na renda do setor agropecuário no período de 1970 a 1995/96**. 2007. 98 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.

LISBOA, M. B.; PESSÔA, S.A. **Uma História Sobre Dois Países (Por Enquanto)**. São Paulo: Insper, 2013. 17p. (Working paper n. 309/2013).

LUCENA, R. B.; SOUZA, N. J. Políticas agrícolas e desempenho da agricultura brasileira: 1950-00. **Indicadores Econômicos**, Porto Alegre, v. 29, n. 2, p. 180-200, 2001.

MATSUYAMA, K. Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth. **Journal of Economic Theory**, New York, NY, v. 58, n. 2, p. 317-334, Dec. 1992.

McCANDLESS, G. **The ABCs of RBCs: An Introduction to Dynamic Macroeconomic Models**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2008. 410 p.

MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C.; SALVATO, M. A. Investimento em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1995-2004. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 2, p. 91-102, 2009.

MOODY Jr., C. E. The measurement of capital services by electrical energy. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, UK, v. 35, n. 1, p. 45-52, 1974.

MURPHY, K. M.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Income Distribution, Market Size, and Industrialization. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, UK, v. 104, n. 3, p. 537-564, 1989.

NAIDITCH, S; SEIBEL, F. O coração da crise. **Exame On-line**, São Paulo, 8 ago. 2005. Disponível em: <<http://exame.abril.com.br/revista-exame/edicoes/849/noticias/o-coracao-da-crise-m0080012>>. Acesso em 1 set. 2015.

NGAI, L. R.; PISSARIDES, C. A. Structural Change in a Multisector Model of Growth. **The American Economic Review**, TN, Nashville, v. 97, n. 1, p. 429-443, 2007.

PARKER, J. A. Euler equations. In: DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. **The New Palgrave Dictionary of Economics**. 2nd ed. London: Palgrave Macmillan, 2008. 8 v.

RESTUCCIA, D.; YANG, D.T.; ZHU, X. Agriculture and Aggregate Productivity: A Quantitative Cross-Country Analysis. **Journal of Monetary Economics**, Rochester, NY, v. 55, p. 234-250, 2008.

REZENDE, G. C. **Controvérsias de economia agrícola**: uma revisão crítica. Rio de Janeiro: IPEA, 1989. 46p. (Texto para discussão interna n. 184).

RODRIK, D. **Premature Deindustrialization**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2015. 39p. (Working Paper n. 20935).

ROSTOW, W. W. **Etapas do desenvolvimento econômico** (um manifesto não-comunista). Tradução de O. A. Velho; S. G. de Paula. 5. ed. Rio de Janeiro: Zahar 1974. 274p.

SARGENT, T. C.; RODRIGUEZ, E. R. **Labour or Total Factor Productivity**: Do We Need to Choose? Ottawa: Department of Finance Canada, 2001. 14p. (Working paper, 2001-04).

SILBERBERG, E.; SUEN, W. **The Structure of Economics**: A Mathematical Analysis. 3rd ed. New York: McGraw Hill, 2000. 668 p.

SILVA, A. M. Dinâmica da Produtividade do Setor de Serviços no Brasil: Uma Abordagem Microeconômica. In: DE NEGRI, J. A.; KUBOTA, L. C. (Org.). **Estrutura e Dinâmica do Setor de Serviços no Brasil**. Brasília: IPEA, 2006. p. 73-105.

SOLOW, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 39, n. 3, p. 312-320, 1957.

SOUZA, J. P. A. Evidence of growth complementarity between agriculture and industry in developing countries. **Structural Change and Economic Dynamics**, Oxford, UK, v. 34, p. 1-18, 2015.

SPOLADOR, H. F. S.; ROE, T. L. The role of agriculture on the recent Brazilian economic growth: how agriculture competes for resources. **The Developing Economies**, Tokyo, v. 51, n. 4, p. 333-359, 2013.

SQUEFF, G. C. **Desindustrialização**: Luzes e Sombras no Debate Brasileiro. Brasília: IPEA, 2012. 52p. (Texto para discussão, 1747).

_____; DE NEGRI, F. Produtividade do trabalho e mudança estrutural no Brasil nos anos 2000. In: DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. (Org.). **Produtividade no Brasil**: desempenho e determinantes. Brasília: IPEA, 2014. p. 249-280.

TIMMER, C. P. The agricultural transformation. In: CHENERY, H.; SRINIVASAN, T. N. (Ed.). **Handbook of Development Economics**. Amsterdam: North Holland, 1988. p. 275-331.

TIMMER, M.; DE VRIES, G. J.; DE VRIES, K. **Patterns of Structural Change in Developing Countries**. Groningen: University of Groningen, 2014. 29p. (GGDC Memorandum 149).

UNITED NATIONS STATISTICS DIVISION – UNSD. **National Accounts Estimates of Main Aggregates**. Disponível em: <<http://data.un.org/Explorer.aspx>>. Acesso em: 17 set. 2015.

VERMA, R. Can total factor productivity explain value added growth in services? **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 99, n. 1, p. 163-177, 2012

ANEXOS

SETORES GTAP	AGROPECUÁRIA		INDÚSTRIA		SERVIÇOS	
	Nº	Setor GTAP	Nº	Setor GTAP	Nº	Setor GTAP
	1	Rice, not husked	15	Mining and agglomeration of hard coal	47	Sales, maintenance and repair of motor vehicles and motorcycles
	2	Wheat and meslin	16	Extraction of crude petroleum	48	Land transport
	3	Maize (corn)	17	Extraction of natural gas	49	Water transport
	4	Vegetables, fruits, nuts	18	Mining of uranium and thorium ores	50	Air transport
	5	Oil seeds and oleaginous fruit	19	Meat of bovine animals, fresh or chilled	51	Post and telecommunications
	6	Plants used for sugar manufacturing	20	Meat of swine, fresh or chilled	52	Financial intermediation
	7	Raw vegetable materials used in textiles	21	Vegetable oils and fats	53	Insurance and pension funding
	8	Other crops	22	Dairy products	54	Real state activities
	9	Bovine cattle, sheep and goats, horses, asses, mules, and hinnies	23	Rice, semi or wholly milled	55	Recreational, cultural and sporting activities
	10	Swine, poultry and other animals, live	24	Sugar	56	Public sector
	11	Raw milk	25	Prepared and preserved fish	57	n.a.
	12	Raw animal materials used in textile	26	Beverages		
	13	Forestry	27	Manufacture of textiles		
	14	Hunting, Fishing operation	28	Manufacture of man-made fibers		
			29	Tanning and dressing of leather, etc		
			30	Manufacture of wood and products of wood		
			31	Manufacture of paper and paper products		
			32	Manufacture of coke oven products		
			33	Manufacture of basic chemicals		
			34	Manufacture of other non-metallic mineral products		
			35	Manufacture of basic iron and steel		
			36	Manufacture of basic precious and non-ferrous metals		
			37	Manufacture of fabricated metal products		
			38	Manufacture of motor vehicles		
			39	Manufacture of transport equipment		
			40	Manufacture of office, accounting and computing mach.		
			41	Manufacture of machinery and equipment		
			42	Other manufactures		
			44	Production, collection and distribution of electricity		
			45	Manufacture of gas, distribution of gaseous fuels		
			46	Construction		

ANEXO A – Quadro de agregação dos setores da oitava versão da base de dados GTAP nas definições dos setores agropecuário, industrial e de serviços utilizadas no trabalho

ANEXO B – Comparativo entre séries obtidas de pessoal ocupado no Brasil (soma de todos os setores) em índice (1982=100)

Fonte: IBGE (2015b) e Barbosa Filho e Pessoa (2014)

Nota: Valor de horas trabalhadas disponível apenas para Barbosa Filho e Pessoa (2014)

Série testada para raiz unitária	Especificação Dickey-Fuller Aumentado	nº de defasagens [¥]	Estatística τ	Prob. estatística τ	Hipótese nula	Conclusão
Taxa de crescimento da produtividade do trabalho	Deslocamento e tendência	0	-7,056393	0,0000	Existe raiz unitária	Rejeita H_0
Taxa de crescimento da PTF	Deslocamento e tendência	0	-9,734661	0,0000	Existe raiz unitária	Rejeita H_0

[¥]Escolhido pelo critério de informação bayesiano (BIC)

Objetivo do teste sobre os resíduos da regressão	Teste utilizado	Estatística do teste	Prob. da estatística do teste	Hipótese nula	Conclusão
Normalidade dos erros	Jarque-Bera	2,901832	0,234356	Erros normalmente distribuídos	Não rejeita H_0
Ausência de autocorrelação nos erros	Breusch-Godfrey (1 defasagem)	0,263777	0,6075	Erros sem correlação serial	Não rejeita H_0
Homocedasticidade dos erros	White com termos cruzados	1,821290	0,4023	Erros homocedásticos	Não rejeita H_0

ANEXO C – Testes associados à regressão da taxa de crescimento da produtividade do trabalho contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira, entre 1982 e 2013

Série testada para raiz unitária	Especificação Dickey-Fuller Aumentado	nº de defasagens [¥]	Estatística τ	Prob. estatística τ	Hipótese nula	Conclusão
Taxa de crescimento da produtividade do trabalho	Deslocamento e tendência	0	-4,209451	0,0130	Existe raiz unitária	Rejeita H_0
Taxa de crescimento da PTF	Deslocamento e tendência	0	-4,294713	0,0107	Existe raiz unitária	Rejeita H_0

[¥]Escolhido pelo critério de informação bayesiano (BIC)

Objetivo do teste sobre os resíduos da regressão	Teste utilizado	Estatística do teste	Prob. da estatística do teste	Hipótese nula	Conclusão
Normalidade dos erros	Jarque-Bera	0,808824	0,667369	Erros normalmente distribuídos	Não rejeita H_0
Ausência de autocorrelação nos erros	Breusch-Godfrey (1 defasagem)	1,050573	0,3054	Erros sem correlação serial	Não rejeita H_0
Homocedasticidade dos erros	White com termos cruzados	3,728559	0,1550	Erros homocedásticos	Não rejeita H_0

ANEXO D – Testes associados à regressão da taxa de crescimento da produtividade do trabalho contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores da indústria brasileira, entre 1985 e 2013

Série testada para raiz unitária	Especificação Dickey-Fuller Aumentado	nº de defasagens [¥]	Estatística τ	Prob. estatística τ	Hipótese nula	Conclusão
Taxa de crescimento da produtividade do trabalho	Deslocamento e tendência	0	-6,021674	0,0001	Existe raiz unitária	Rejeita H_0
Taxa de crescimento da PTF	Deslocamento e tendência	0	-4,327914	0,0090	Existe raiz unitária	Rejeita H_0

[¥]Escolhido pelo critério de informação bayesiano (BIC)

Objetivo do teste sobre os resíduos da regressão	Teste utilizado	Estatística do teste	Prob. da estatística do teste	Hipótese nula	Conclusão
Normalidade dos erros	Jarque-Bera	1,469017	0,479741	Erros normalmente distribuídos	Não rejeita H_0
Ausência de autocorrelação nos erros	Breusch-Godfrey (1 defasagem)	1,831903	0,1759	Erros sem correlação serial	Não rejeita H_0
Homocedasticidade dos erros	White com termos cruzados	0,218004	0,8967	Erros homocedásticos	Não rejeita H_0

ANEXO E – Testes associados à regressão da taxa de crescimento da produtividade do trabalho contra a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores do setor de serviços brasileiro, entre 1982 e 2013

ANEXO F – Comparativo das séries obtidas para a produtividade total dos fatores agregadas no Brasil em índice (1982 = 100)

Fonte: Cálculos próprios e Barbosa Filho e Pessoa (2014)