

Produtividade Setorial e Mudança Estrutural no Brasil: Uma Análise Para o Período 1981 a 2013

PETERSON FELIPE ARIAS SANTOS*

HUMBERTO F. S. SPOLADOR†

Sumário: 1. Introdução; 2. As produtividades totais dos fatores setoriais; 3. O modelo dinâmico; 4. Calibração do modelo dinâmico; 5. Resultados do modelo base; 6. Cenário alternativo; 7. Conclusão; Apêndice.

Palavras-chave: Agropecuária; mudança estrutural; produtividade total dos fatores.

Códigos JEL: O1, O11, Q1.

Este artigo busca avaliar a evolução da produtividade setorial e seu papel no processo de mudança estrutural no Brasil, por meio da implementação de um modelo dinâmico de equilíbrio geral no período entre 1981 a 2013. O modelo calibrado para o caso brasileiro mostrou-se adequado para captar a evolução da participação dos setores no emprego da economia agregada, e foi utilizado para simular um cenário alternativo em que a produtividade da agropecuária teria o mesmo padrão de crescimento daquela observada para a economia brasileira. Os resultados sugerem que a produtividade da agropecuária, a mais alta entre os três setores analisados, foi relevante para a dinâmica da liberação de trabalho para o setor de serviços, embora possa ter favorecido uma pequena diminuição da participação da indústria no valor adicionado total.

This article aims to evaluate the relevance of sectoral productivity growth for structural change in Brazil in the period from 1981 through 2013, by implementing a dynamic general equilibrium model with three sectors. The calibrated model was used to simulate a hypothetical scenario where agricultural productivity would have grown at the aggregated economy's productivity growth rate. Results suggest the agricultural productivity, the highest sectoral productivity in the period, was important to release labor to service sector, even though it may have marginally favored deindustrialization.

1. INTRODUÇÃO

Mesmo após passar por um conjunto de reformas econômicas e institucionais visando a promoção da estabilidade monetária, e caracterizadas pela abertura econômica, privatização e desregulamentação,¹ a economia brasileira, ao menos nos anos 1990, apresentou taxas de

*Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" – ESALQ/USP. Av. Pádua Dias 11, Piracicaba, São Paulo. CEP 13418-900. Email: peterson.arias@usp.br

†ESALQ/USP. Email: hspolador@usp.br

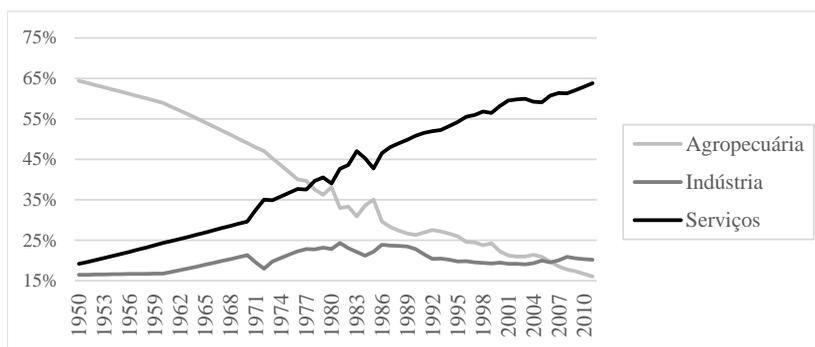
¹Para uma análise mais detalhada sobre as reformas implementadas ver [Fraga \(2004\)](#) e [Lisboa & Pessôa \(2013\)](#).



crescimento econômico relativamente baixas, e apenas no período 2000–2010 estas alcançaram um patamar um pouco mais elevado em torno de 3,7% ao ano. O baixo crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) tem sido identificado como um dos entraves para o maior crescimento da economia brasileira; [Barbosa Filho, Pessôa & Veloso \(2010\)](#) estimaram que, no período 1992 a 2007, a PTF cresceu 11,3%, e contribuiu com 22,9% do crescimento do PIB no mesmo período. Por sua vez, comparando o crescimento do PIB brasileiro em dois períodos distintos, 1999–2002 e 2003–2010, [Lisboa & Pessôa \(2013\)](#) concluíram que o aumento da taxa de crescimento da economia no segundo período se deveu, basicamente, ao crescimento da PTF.

Em termos setoriais, o produto agropecuário tem crescido a taxas elevadas desde 1975. Segundo as estimativas de [Gasques, Bacchi, Rodrigues, Bastos & Valdes \(2015\)](#), o produto agropecuário cresceu em média 3,83% a.a. de 1975 a 2014; entre 2000 e 2009 a taxa média foi de 5,18%, e entre 2000–2014, 4,51%. Os autores estimaram que nos mesmo período, e subperíodos, a PTF do setor teve um crescimento médio anual de 3,53% (1975–2014), 3,96% (2000–2009) e 4,01% (2000–2014).² Pode-se afirmar, portanto, que há evidência de que o crescimento do valor adicionado da agropecuária brasileira, em grande medida, mimetiza a dinâmica de sua produtividade. Além disso, ao viabilizar o contínuo aumento da produção, os ganhos de produtividade permitiram ampla liberação de mão de obra para atividades alternativas — especificamente os setores industrial e de serviços — simultaneamente à redução dos preços dos alimentos³ e geração de divisas via exportação do excedente gerado pelo setor. A [Figura 1](#) 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.

Figura 1. 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 & De Vries \(2014\)](#).

²Para efeito de comparação, [Gasques et al. \(2015\)](#) obtiveram um crescimento médio de 1,75% para a PTF da agropecuária dos Estados Unidos no período 1975 a 2011.

³O trabalho de [A. F. Silva \(2010\)](#) mostrou que, no período 1995–2008, o produto do setor agronegócio cresceu com preços reais decrescentes o que, concluiu a autora, configurou uma transferência de renda potencial do setor para a sociedade.

Os trabalhos de Caselli (2005) e Restuccia, Yang & Zhu (2008) mostraram que o setor agrícola possui influência sobre as diferenças de renda e produtividade entre as economias; deste modo, 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. Adicionalmente, Gollin, Parente & 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, acarretando um menor nível de produto agregado.

Por meio de um modelo econométrico, Bustos, Caprettini & Ponticelli (2016) observaram que, em nível municipal, as mudanças técnicas na agricultura brasileira poderiam provocar a redução do emprego industrial, caso fossem aumentadoras de terra — particularmente no caso do milho safrinha (ou segunda safra) — na medida em que induziriam a um aumento da força de trabalho empregada. Para estes autores, a análise de que a mudança tecnológica resultaria na liberação de mão de obra do setor agrícola mostra-se válida, mas nos casos em que esta é poupadora de trabalho como, por exemplo, a tecnologia de sementes geneticamente modificadas na lavoura de soja.

De toda maneira, no Brasil, tem-se que nas últimas décadas ocorreram elevados ganhos de produtividade no setor agropecuário (Gasques et al., 2015) simultaneamente à um amplo processo de liberação de trabalho da agropecuária para outros setores da economia (Ferreira & Silva, 2015). Dessa forma, a agropecuária, que chegou a empregar aproximadamente dois terços da força de trabalho em 1950, foi responsável por menos de 20% do emprego total na década de 2000 (Timmer et al., 2014).

Esta realocação de recursos entre os setores agropecuário, industrial e de serviços ao longo do desenvolvimento econômico — conhecida como mudança ou transformação estrutural — também é percebida na composição do PIB corrente, medido a custo de fatores. Assim, embora a agropecuária tenha consolidado um padrão de elevado crescimento, a redução de sua importância no emprego foi acompanhada pela diminuição aproximadamente à metade de sua participação no valor adicionado total a preços correntes; de 11,6% em 1970, para apenas 5,7% em 2013. Indaga-se, no caso brasileiro, de que forma o crescimento distinto da produtividade da agropecuária teria contribuído para a dinâmica das participações dos três grandes setores no emprego e no valor adicionado total. Esta é uma análise presente na literatura, e abordada por diversos autores como, por exemplo, Lewis (1954), Rostow (1974) e Matsuyama (1992), segundo os quais 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.

O presente artigo pretendeu implementar um modelo dinâmico de equilíbrio geral com três setores que refletisse o processo de mudança estrutural experimentado pela economia brasileira no período entre 1981 e 2013. O período selecionado para análise decorre da aplicação dos ajustes propostos por Barbosa Filho & Pessôa (2014) aos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) visando criar uma série compatível com a metodologia vigente na década de 1980. 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, também, do *gap* de renda existente entre os mesmos (Gollin et al., 2002; Gollin, Parente & Rogerson, 2007), assim como pelo fato de a ocorrência de mudança estrutural ser considerada um dos processos inerentes ao desenvolvimento econômico, como analisado, por exemplo, por Kuznets (1973). Este trabalho de certa forma complementa a análise realizada por Ferreira & Silva (2015), ao incorporar como fator de produção o capital em uma configuração dinâmica, com enfoque particular na importância da elevada produtividade agropecuária sobre a realocação do emprego na economia brasileira.

Na estrutura do modelo desenvolvido, o mecanismo de mudança estrutural ocorre da seguinte forma: em um cenário de baixa elasticidade de substituição no consumo dos bens produzidos por cada setor, aquele setor com menor ganho tecnológico aumentará a sua participação no emprego, a fim de atender à demanda por seu bem. Esse cenário está em acordo com o aumento da importância do setor de serviços na economia brasileira, em perspectiva semelhante à de Baumol (1967). Entre os trabalhos recentes, Ngai & Pissarides (2007) formalizaram esta abordagem, dando destaque ao papel da dinâmica dos preços relativos resultante dos diferenciais de produtividade, bem como Verma (2012), que adaptou o modelo daqueles autores para aplicá-lo empiricamente à economia da Índia. O modelo desenvolvido por Verma (2012) é o mesmo empregado neste artigo, ainda que com poucas modificações realizadas a partir do modelo teórico de Herrendorf, Rogerson & Valentinyi (2013). Além desta seção de introdução, o artigo conta com cinco seções adicionais; na seção 2 é apresentada uma decomposição do crescimento ao nível setorial para a obtenção das séries de produtividade total dos fatores utilizadas na simulação do modelo dinâmico. A seção 3 apresenta os aspectos teóricos do modelo dinâmico utilizado a partir da literatura econômica, enquanto na seção 4 são reportados os valores e respectivas fontes dos parâmetros utilizados para a calibração do modelo. Nas seções 5 e 6 são analisados os resultados do modelo e a simulação de cenários, respectivamente. Finalmente, em seguida, são apresentadas as conclusões do artigo.

2. AS PRODUTIVIDADES TOTAIS DOS FATORES SETORIAIS

Para obter a estimativa das séries do crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) dos três setores da economia brasileira, realizou-se a decomposição do crescimento, seguindo os conceitos apresentados por Solow (1957), e amplamente analisados por Barro & Sala-I-Martin (2004). Admitindo uma economia com três setores, quais sejam agricultura (*a*), indústria (*i*) e serviços (*s*), para cada setor $j \in \{a, i, s\}$, em cada período t , tem-se a função de produção

$$Y_{jt} = A_{jt} K_{jt}^{\nu_j} L_{jt}^{\gamma_j} N_{jt}^{1-\nu_j-\gamma_j},$$

onde Y_{jt} é o produto; A_{jt} é a produtividade total dos fatores; K_{jt} é o estoque de capital; L_{jt} é o fator terra; e N_{jt} é a quantidade de trabalho, com todos os fatores mensurados em termos de sua efetiva utilização. Os parâmetros ν_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. Isto posto, pode-se obter a taxa de crescimento da PTF setorial por

resíduo, conforme:

$$\frac{A_{jt} - A_{jt-1}}{A_{jt-1}} = \frac{Y_{jt} - Y_{jt-1}}{Y_{jt-1}} - v_j \frac{K_{jt} - K_{jt-1}}{K_{jt-1}} - \gamma_j \frac{L_{jt} - L_{jt-1}}{L_{jt-1}} - (1 - v_j - \gamma_j) \frac{N_{jt} - N_{jt-1}}{N_{jt-1}}.$$

A medida do produto considerada foi o valor adicionado a preços constantes de cada setor, obtido diretamente do Ipeadata (IPEA, 2015), ressaltando-se que a atividade de construção civil está inclusa no setor industrial.

Como medida do estoque de capital, escolheu-se como proxy o consumo total de energia em toneladas equivalentes de petróleo por setor (excluindo-se o consumo residencial) do Balanço Energético Nacional (MME, 2015). Esta escolha foi baseada em alguns argumentos apontados por Bitzer & Gören (2016), dentre os quais o fato de a energia ser, simultaneamente, um bem homogêneo e uma medida de fluxo, além de possuir propriedades importantes 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. Ademais, a utilização do consumo de energia elétrica como medida do uso do capital, ou fator de correção para sua utilização, é bastante presente na literatura.⁴

A série do fator trabalho utilizada foi o total de pessoas ocupadas por setor, obtida de diversos anos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, PNAD (IBGE, 2015b), e submetida à compatibilização proposta por Barbosa Filho & Pessôa (2014). Nos anos em que a PNAD não foi realizada, optou-se por uma interpolação simples dos dados, obtendo-se a média entre os períodos anterior e posterior. Além disso, ocorreu em 2002 uma alteração na variável derivada de ramos de atividade do trabalho principal na semana de referência 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 neste trabalho, e alocar o restante do pessoal ocupado no setor de serviços, implicando na categorização de atividades mal definidas e não declaradas neste último. Os indivíduos que trabalhavam na construção civil foram considerados como fator trabalho no setor industrial. Como esperado, em nível agregado, embora não idêntico, o comportamento da série de pessoal ocupado foi próximo àquele obtido por Barbosa Filho & Pessôa (2014), bem como a distribuição da mão de obra entre os setores é semelhante àquela da base de dados de Timmer et al. (2014).

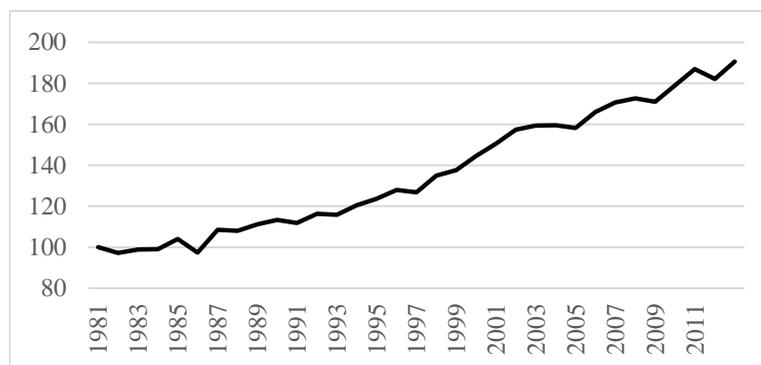
No caso do fator terra, visando maximizar o período de análise, optou-se por empregar a série de área plantada de grãos calculada pela Companhia Nacional de Abastecimento, e disponibilizada na base de dados Ipeadata (IPEA, 2015), atualizada até o ano de 2013, e que possui elevada correlação (0,965) com a área colhida total, disponível apenas até 2010.

2.1. A evolução da PTF da agropecuária

A decomposição do crescimento do setor agropecuário mostra um elevado crescimento da produtividade total dos fatores auferido pelo setor. Tomando como base o ano de 1981 (ou seja, 1981 = 100), obteve-se o valor de 191 para o índice referente ao ano de 2013 (Figura 2),



Figura 2. Evolução da produtividade total dos fatores da agropecuária – 1981 a 2013 (Índice: 1981 = 100).



o que corresponde a uma taxa média simples de crescimento de 2,1% a.a., aproximadamente. As razões para este desempenho remontam ao período anterior ao analisado neste trabalho, em que se destacam o aumento do financiamento à modernização da produção no setor, 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, Bastos, Valdes & Bacchi, 2012; Gasques & Villa Verde, 1990), estes três últimos fatores na década de 1970.

Na década de 1980, mesmo em face de desequilíbrios macroeconômicos e redução da capacidade de financiamento por parte do governo brasileiro (Gasques & Villa Verde, 1990), observou-se a manutenção das aquisições de maquinário agrícola, e do crescimento do uso de fertilizantes, garantindo ganhos contínuos de produtividade e conseqüente sustentação do crescimento do setor. Segundo Gasques & 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.

Na década de 1990, segundo Homem de Melo (1999), com a implementação do Plano Real, ocorreu uma 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 que, por outro lado, garantiram o acesso a bens de capital e insumos a preços baixos, favorecendo os ganhos de produtividade no setor pelo maior acesso a insumos importados, e pela geração de tecnologia em resposta à conjuntura que exigia melhorias na alocação de recursos (Homem de Melo, 1999).

Nos anos 2000, a produtividade da agropecuária beneficiou-se dos avanços na educação do pessoal ocupado no campo, e conseqüente melhoria da administração rural, da 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., 2012). Além disso, Mendes, Teixeira & Salvato (2009) avaliaram que a evolução da PTF agropecuária no período 1995 a 2004 superou a do período 1985 a 1994, mesmo em meio à redução de dispêndios

⁴Ver, por exemplo, Moody (1974), Costello (1993), Burnside, Eichenbaum & Rebelo (1996) e Bonelli & Fonseca (1998).

públicos, como investimentos em infraestrutura, fato que indicaria a eficácia de modernos instrumentos de política agrícola.

Em perspectiva de longo prazo, [Bragagnolo, Spolador & Barros \(2010\)](#) estimaram o crescimento da PTF agrícola entre 1975 e 2006 utilizando dados dos Censos Agropecuários, e obtiveram resultados que destacaram o condicionamento da expansão da fronteira agrícola ao aumento do progresso técnico e da PTF em regiões anteriormente de baixa produtividade (região Centro-Oeste, por exemplo).

A série da PTF da agropecuária obtida neste artigo é apresentada na [Figura 2](#), e comparada, em termos de taxa de crescimento com os valores obtidos por [Gasques et al. \(2015\)](#) também para a agropecuária, e com os valores obtidos por [Bonelli & Fonseca \(1998\)](#), apenas para as atividades de lavouras, nos anos com dados em comum no [Apêndice](#).

Conforme a [Figura A-1 do Apêndice](#), para anos específicos, o valor estimado do crescimento da PTF pode ser significativamente distinto entre os três trabalhos, não havendo nenhum padrão perceptível de viés. Para os anos em comum, o coeficiente de correlação entre a série da taxa de crescimento da PTF obtida neste artigo e aquela de [Gasques et al. \(2015\)](#) é de 0,689, enquanto o mesmo coeficiente entre a série calculada neste trabalho e a de [Bonelli & Fonseca \(1998\)](#) é de 0,705. Pode-se atribuir as diferenças observadas a questões metodológicas, e de dados utilizados na decomposição do crescimento, além da 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 uma quebra de safra em 1986 ([Rezende, 1989](#)). Para o período entre 1982 e 1996, enquanto as médias simples de crescimento da PTF aqui obtidas e de [Bonelli & Fonseca \(1998\)](#) são, respectivamente, 1,7% a.a. e 1,9% a.a., [Gasques et al. \(2015\)](#) 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 et al. \(2010\)](#), 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 neste trabalho; para o intervalo entre 1995 e 2005, os resultados dos autores mencionados sugeriram um crescimento de 4,5%, enquanto os resultados deste trabalho apontam um crescimento médio em torno de 2,9%.

2.2. A evolução da PTF da indústria

Os resultados para o setor industrial — aqui representado pelas indústrias extrativa, de transformação e de construção — mostram um quadro significativamente diferente daquele observado na agropecuária. Entre 1981 e 2013⁵ o índice da PTF passou 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 1993–1995, e relativa estabilidade entre 1996 e 1997. Tal resultado é compatível com as observações de [Ferreira & Rossi \(2003\)](#), ao avaliarem os efeitos da abertura comercial sobre

⁵Na estimativa de [Ferreira & Silva \(2015, p.612\)](#), entre 1981 e 2005 a produtividade do trabalho na indústria cresceu à taxa de 0,6% ao ano.



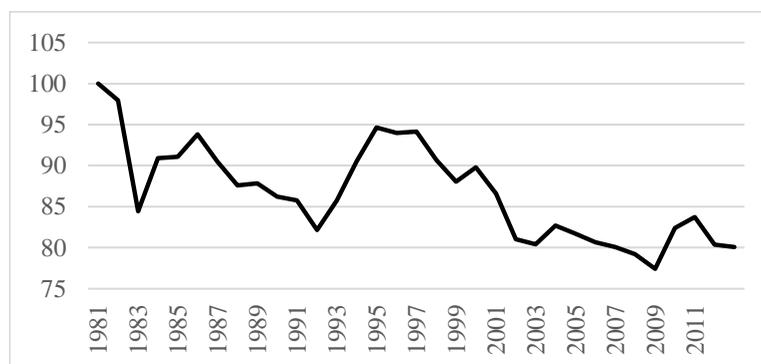
a PTF do setor industrial brasileiro, embora entre as atividades analisadas pelos autores não estivesse incluída, por exemplo, a construção civil. As estimativas aqui obtidas também não diferem significativamente do comportamento apresentado por [Bonelli & Fonseca \(1998\)](#) para a indústria de transformação, ou seja, os autores também identificaram redução da PTF em 1983, seguida de recuperação até 1987, e queda consistente entre 1988 e 1992 e, então, verificaram um crescimento contínuo da PTF até 1997, último ano da análise, enquanto segundo os cálculos deste trabalho, tal crescimento terminou em 1995, seguido de estabilidade em 1996 e 1997.

A partir da década de 2000, ainda que os trabalhos tenham se focado no comportamento da produtividade do trabalho, pode-se relacioná-los ao crescimento da PTF industrial aqui obtido. [Cavalcante & De Negri \(2014\)](#), por exemplo, ao recalcularem os valores obtidos por [Squeff \(2012\)](#), observaram que a produtividade do trabalho no setor industrial brasileiro diminuiu 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, a razão entre as séries de valor agregado e pessoal ocupado, utilizadas para a obtenção da PTF industrial deste artigo, apresentou desempenho ainda inferior, de $-1,4\%$.⁶

A [Figura 3](#) apresenta o índice (1981 = 100) da PTF do setor industrial (indústrias extrativa, de transformação e construção). Na [Figura A-2](#) do [Apêndice](#) há uma comparação, em termos de taxa de crescimento, com a série obtida por [Bonelli & Fonseca \(1998\)](#) para a indústria de transformação. [Ferreira & Rossi \(2003\)](#) não forneceram valores anuais, limitando-se a especificar o crescimento médio das PTFs das atividades industriais nos intervalos 1985–1990, 1991–1997 e 1994–1997.

Entre 1985 e 1990, a estimativa aqui realizada aponta para um crescimento (negativo) médio de $-0,9\%$ a.a., enquanto [Bonelli & Fonseca \(1998\)](#) e [Ferreira & Rossi \(2003\)](#), obtiveram, respectivamente, $-0,8\%$ e $-3,83\%$ a.a. Entre 1991 e 1997, observou-se o crescimento da PTF do setor, tendo os autores deste artigo, [Bonelli & Fonseca \(1998\)](#) e [Ferreira & Rossi \(2003\)](#) encontrado, respectivamente, $1,3\%$, $3,4\%$ e $2,65\%$ a.a. No período seguinte, em especial entre

Figura 3. Evolução da produtividade total dos fatores da indústria – 1981 a 2013 (Índice: 1981 = 100).



⁶Do ponto de vista metodológico, a explicação para a diferença decorre da utilização, por parte dos autores citados, do total de ocupações disponibilizado nas próprias contas nacionais.

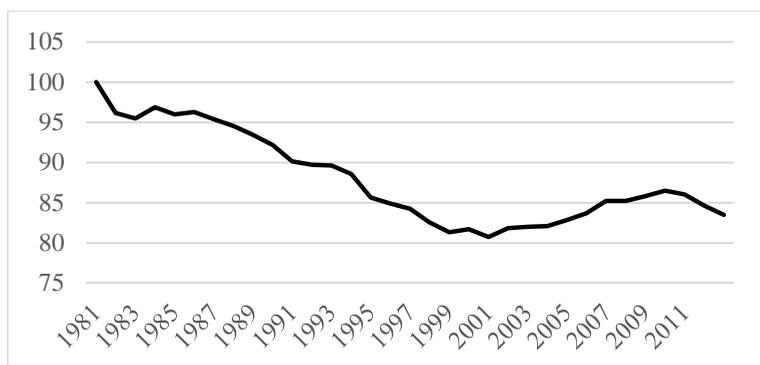
1998 e 2009, os cálculos aqui realizados apontam uma redução da PTF, mesmo com recuperações nos anos de 2000 e 2004. Dessa forma, o índice passou de aproximadamente 94 em 1997 para cerca de 77 em 2009, indicando diminuição relevante da produtividade do setor. Durante a implementação de medidas anticíclicas contra a crise internacional, nos anos de 2010 e 2011, a PTF da indústria se recuperou, tornando a se reduzir em 2012 e 2013. 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).

2.3. A evolução da PTF do 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. Ferreira & Silva (2015), por exemplo, estimaram que entre 1981 e 2005 a produtividade do trabalho no setor de serviços tradicionais decresceu à taxa de $-1,2\%$ a.a., enquanto nos serviços modernos alcançou $-1,6\%$ a.a. Quanto à PTF, A. M. Silva (2006) analisou seu desempenho para onze atividades do setor de serviços no período entre 1998 e 2002, obtendo a variação da PTF por meio da construção de um índice multilateral. 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, dado o número limitado de atividades abrangidas por seu trabalho. Além disso, os resultados obtidos por A. M. Silva (2006) deixam em aberto a tendência da PTF em atividades consideradas tradicionais dentro do setor de serviços como, por exemplo, serviços pessoais. A Figura 4 apresenta o resultado dos cálculos deste artigo para o índice da PTF do setor de serviços.

Da Figura 4 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 & Pessôa (2013) forneceram uma potencial explicação que pode ilustrar a influência do ambiente institucional sobre o comportamento

Figura 4. Evolução do índice da produtividade total dos fatores no setor de serviços brasileiro entre 1981 e 2013 (1981 = 100).





da PTF. Segundo esses 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 (Lisboa & Pessôa, 2013).

3. O MODELO DINÂMICO

A economia simulada pelo modelo dinâmico de equilíbrio geral deste artigo é fechada, e possui três setores denominados agropecuária, indústria e serviços, sendo o bem de capital produzido exclusivamente no segundo, tal qual no modelo básico de Ngai & 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 cresce a uma taxa exógena. No 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 do consumo dos bens, visando isolar sua dinâmica do efeito renda associado à Lei de Engel. O modelo aqui utilizado segue, em grande medida, aquele de Verma (2012) — de onde mantém-se a notação para as variáveis relacionadas às firmas —, mas incorpora uma transformação monotônica da função utilidade apresentada por Herrendorf et al. (2013) — dos quais preserva-se a notação para as variáveis relacionadas às preferências.

3.1. A estrutura da economia

Como mencionado anteriormente, na economia simulada, o bem de investimento é produzido exclusivamente no setor industrial, 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, no período t , que é acumulado conforme

$$k_{t+1} = y_{it} - c_{it} + (1 - \delta)k_t, \quad (2)$$

em que δ é a taxa de depreciação constante, e k_t é o estoque de capital da economia no período t que, por sua vez, é alocado entre os três setores:

$$k_{at} + k_{it} + k_{st} = k_t. \quad (3)$$

Como decorrência da hipótese de o investimento ser produzido exclusivamente no setor industrial, e de tratar-se de uma economia fechada, toda a produção dos setores agropecuário e de serviços deve ser consumida, o que é representado por

$$c_{at} = y_{at} \quad \text{e} \quad c_{st} = y_{st}. \quad (4)$$

A normalização do fator trabalho à unidade em todos os períodos assegura que o montante utilizado do mesmo pelos setores corresponde às respectivas participações destes no emprego total, ou seja, para todo t ,

$$n_{at} + n_{it} + n_{st} = 1. \quad (5)$$

Admite-se a hipótese de que a firma agropecuária é incapaz de alterar o montante utilizado de terra durante o período de análise, tal qual uma maximização de lucro no curto prazo, sendo este fator tratado como um parâmetro do modelo, embora remunerado em um mercado competitivo, de modo que

$$l_{at} = \bar{l}_a. \quad (6)$$

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

3.2. O agente representativo

A função utilidade do agente representativo é uma versão logaritimizada daquela apresentada por [Herrendorf et al. \(2013, p.2757\)](#) e, em cada período t , é dada por

$$u(c_{at}, c_{it}, c_{st}) = \ln\left(\omega_a^{1/\sigma} c_{at}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_i^{1/\sigma} c_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_s^{1/\sigma} c_{st}^{(\sigma-1)/\sigma}\right)^{\sigma/(\sigma-1)}, \quad (7)$$

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. O objetivo do indivíduo é maximizar a sequência de utilidades em um horizonte de tempo infinito, considerando uma taxa de desconto intertemporal β :

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{at}, c_{it}, c_{st}), \quad (8)$$

sujeita à restrição orçamentária

$$p_{at}c_{at} + c_{it} + p_{st}c_{st} + k_{t+1} - (1 - \delta)k_t = r_{kt}k_t + w_t + R_{lt}\bar{l}_a \quad (9)$$

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.

3.3. As firmas

As funções de produção dos setores agropecuário, industrial e de serviços são do tipo Cobb–Douglas, e definidas, respectivamente, em (10), (11) e (12):

$$y_{at} = b_{at} k_{at}^{\theta} \bar{l}_a^{\gamma} n_{at}^{1-\theta-\gamma}, \quad (10)$$

$$y_{it} = b_{it} k_{it}^{\alpha} n_{it}^{1-\alpha}, \quad (11)$$

$$y_{st} = b_{st} k_{st}^{\phi} n_{st}^{1-\phi} = b_{st} k_{st}^{\phi} (1 - n_{at} - n_{it})^{1-\phi}, \quad (12)$$



em que b_{jt} é o nível da PTF do setor $j \in (a, i, s)$. A maximização de lucro das firmas envolve a função de produção de cada setor. No setor agropecuário, o problema a ser resolvido consiste em

$$\max_{k_{at}, n_{at}, l_{at}} \{p_{at}y_{at} - r_{kt}k_{at} - w_t n_{at} - R_{lt}\bar{l}_a\}; \quad (13)$$

no setor industrial,

$$\max_{k_{it}, n_{it}} \{y_{it} - r_{kt}k_{it} - w_t n_{it}\}; \quad (14)$$

e, finalmente, no setor de serviços,

$$\max_{k_{st}, n_{st}} \{p_{st}y_{st} - r_{kt}k_{st} - w_t(1 - n_{at} - n_{it})\}. \quad (15)$$

3.4. O equilíbrio da economia

Assim como em [Verma \(2012\)](#) e [Ngai & Pissarides \(2007\)](#), o equilíbrio do modelo é obtido em termos das razões capital-trabalho em cada um dos setores, o que o torna algebricamente mais simples. Essas relações são definidas como

$$\kappa_{jt} \equiv \frac{k_{jt}}{n_{jt}}, \quad j \in \{a, i, s\}. \quad (16)$$

O equilíbrio geral consiste, então, em uma sequência, dado κ_{i0} , de preços, $\{p_{at}, p_{st}, r_{kt}, w_t, R_{lt}\}_{t=0}^{\infty}$, 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 de que o fator terra não é considerado uma variável de decisão do agente no período de solução do modelo. 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, admitindo a plena mobilidade dos fatores de produção, tem-se que a remuneração de cada fator deve ser idêntica nos três setores. Logo, salário e aluguel do capital podem ser expressos, respectivamente, como

$$w_t = p_{at}(1 - \theta - \gamma)b_{at}\kappa_{at}^{\theta}\bar{l}_a^{\gamma}n_{at}^{-\gamma} = (1 - \alpha)b_{it}\kappa_{it}^{\alpha} = p_{st}(1 - \phi)b_{st}\kappa_{st}^{\phi} \quad (17)$$

e

$$r_{kt} = p_{at}\theta b_{at}\kappa_{at}^{\theta-1}\bar{l}_a^{\gamma}n_{at}^{-\gamma} = \alpha b_{it}\kappa_{it}^{\alpha-1} = p_{st}\phi b_{st}\kappa_{st}^{\phi-1}. \quad (18)$$

As referidas igualdades são utilizadas para a obtenção do preço competitivo dos bens de consumo; no caso do bem agropecuário, pela igualdade entre remunerações do capital nos setores agrícola e industrial, enquanto o preço do bem do setor de serviços pode ser obtido a partir da igualdade entre o terceiro e quarto termos em (18). Considerando, além disso, que a

razão entre as remunerações implica a existência de dependência linear entre as razões capital-trabalho, pode-se obter

$$p_{at} = \left(\frac{\alpha}{\theta}\right)^{\theta} \left(\frac{1-\theta-\gamma}{1-\alpha}\right)^{\theta-1} \frac{b_{it}}{b_{at}} \kappa_{it}^{\alpha-\theta} \left(\frac{n_{at}}{l_a}\right)^{\gamma} \quad (19)$$

e

$$p_{st} = \left(\frac{\alpha}{\phi}\right)^{\phi} \left(\frac{1-\phi}{1-\alpha}\right)^{\phi-1} \frac{b_{it}}{b_{st}} \kappa_{it}^{\alpha-\phi}. \quad (20)$$

Naturalmente, como as funções de produção são idênticas àquelas definidas por Verma (2012), então, também o são os preços relativos nessa economia, definidos em (19) e (20).⁷ Contudo, estes diferem de Ngai & Pissarides (2007) pela presença do fator terra, e de participações dos fatores na renda setorial, distintas entre os setores. Caso fossem admitidas as hipóteses de Ngai & Pissarides (2007), os preços relativos entre dois bens seriam definidos exatamente como o inverso da razão entre suas respectivas PTFs.

Estabelecendo que $C_t \equiv \omega_a^{1/\sigma} c_{at}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_i^{1/\sigma} c_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_s^{1/\sigma} c_{st}^{(\sigma-1)/\sigma}$, as condições de primeira ordem da maximização da utilidade do agente representativo, dada a restrição orçamentária, em relação ao consumo dos três bens (c_{at} , c_{it} e c_{st}) implicam que

$$c_{at} = \frac{\omega_a}{\omega_i} \left(\frac{1}{p_{at}}\right)^{\sigma} c_{it}, \quad c_{st} = \frac{\omega_s}{\omega_i} \left(\frac{1}{p_{st}}\right)^{\sigma} c_{it} \quad \text{e} \quad c_{st} = \frac{\omega_s}{\omega_a} \left(\frac{p_{at}}{p_{st}}\right)^{\sigma} c_{at}. \quad (21)$$

Estas expressões referentes aos consumos setoriais diferem daquelas obtidas por Verma (2012), mas são idênticas àquelas do modelo de Herrendorf et al. (2013), no caso particular em que não há termos não-homotéticos, ainda que a função utilidade deste artigo seja uma transformação monotônica daquela. Portanto, o problema do consumidor 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 cujo 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, tendo-se que $y_{it} \equiv f(k_t)$. Assim como em McCandless (2008), a equação de Euler é dada por

$$u'(c_{it}) = \beta(1 + r_{kt+1} - \delta)u'(c_{it+1}). \quad (22)$$

Não obstante, sua operacionalização exige especificar a função utilidade presente em (22), o que é realizado definindo-se, por conveniência, $C_t \equiv \omega_a^{1/\sigma} c_{at}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_i^{1/\sigma} c_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_s^{1/\sigma} c_{st}^{(\sigma-1)/\sigma}$ e, por conseguinte, $u'(c_{it}) = \omega_i^{1/\sigma} C_t^{1/(\sigma-1)} c_{it}^{-1/\sigma}$, de modo que a razão entre utilidade futura e presente é dada por

$$\frac{u'(c_{it+1})}{u'(c_{it})} = \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{c_{it}}{c_{it+1}}\right)^{\frac{1}{\sigma}}. \quad (23)$$

⁷De fato, Verma (2012) considerou, em seu desenvolvimento algébrico o fator terra já normalizado para a unidade.



Finalmente, rearranjando (22) e substituindo o segundo termo de (23) na referida expressão, tem-se a equação de Euler a ser incorporada à solução do modelo:

$$\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{c_{it}}{c_{it+1}}\right)^{\frac{1}{\sigma}} = \frac{1}{\beta(1+r_{kt+1}-\delta)}. \quad (24)$$

Esta equação de Euler é similar àquela do modelo de Verma (2012), exceto pelos expoentes e os pesos adotados na definição da função utilidade. 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 em (24), a relação entre os níveis de consumo do bem agropecuário e de serviços em (21) e a acumulação do capital em (2). Determinadas as participações do setor agropecuário e do setor industrial no emprego, a participação do setor de serviços é obtida por resíduo, ou seja, $n_{st} = 1 - n_{at} - n_{it}$.

Finalmente, as participações dos setores agropecuário, industrial e de serviços no valor adicionado total, a preços correntes, podem ser escritas como função das participações setoriais no emprego, conforme as expressões (25), (26) e (27):

$$A_t = \frac{\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma} n_{at}}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma} - \frac{1-\alpha}{1-\phi}\right) n_{at} + \frac{\alpha-\phi}{1-\phi} n_{it} + \frac{1-\alpha}{1-\phi}}, \quad (25)$$

$$I_t = \frac{n_{it}}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma} - \frac{1-\alpha}{1-\phi}\right) n_{at} + \frac{\alpha-\phi}{1-\phi} n_{it} + \frac{1-\alpha}{1-\phi}}, \quad (26)$$

$$S_t = \frac{\frac{1-\alpha}{1-\phi} (1 - n_{at} - n_{it})}{\left(\frac{1-\alpha}{1-\theta-\gamma} - \frac{1-\alpha}{1-\phi}\right) n_{at} + \frac{\alpha-\phi}{1-\phi} n_{it} + \frac{1-\alpha}{1-\phi}}. \quad (27)$$

Estas soluções para a participação dos setores no valor adicionado total a preços correntes explicitam a dependência em relação às respectivas participações no emprego, levando ambas a apresentarem comportamento afim, exceto por seus níveis, o que é particularmente relevante na validação do modelo base. Tal aspecto pode ser facilmente observado no caso limite em que se adotam as hipóteses de Ngai & 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.

4. CALIBRAÇÃO DO MODELO DINÂMICO

4.1. O parâmetro do fator terra

Como mencionado 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 a presença do fator de produção fixo. Sendo constante, o valor de \bar{l}_a pode ser definido livremente. Por simplicidade, optou-se por normalizar a quantidade utilizada do fator terra para a unidade, de forma que

$$\bar{l}_a = 1.$$

4.2. Os parâmetros da função utilidade

Seguindo [Herrendorf et al. \(2013\)](#), foi estabelecida uma baixa elasticidade de substituição — especificamente no valor de 0,1 — pois a análise realizada é alusiva à composição do valor adicionado. Além disso, esses autores propuseram obter os pesos da função utilidade por meio da hipótese de que o padrão de consumo observável resulta da maximização da utilidade de um agente representativo. Assim, define-se o seguinte problema de maximização:

$$\begin{aligned} \max \ln & \left(\omega_a^{1/\sigma} c_{at}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_i^{1/\sigma} c_{it}^{(\sigma-1)/\sigma} + \omega_s^{1/\sigma} c_{st}^{(\sigma-1)/\sigma} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \\ \text{s.a.} \quad & p_{at}c_{at} + c_{it} + p_{st}c_{st} = E_t, \end{aligned} \quad (28)$$

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

$$s_{jt} \equiv \frac{p_{jt}c_{jt}}{E_t} = \frac{\omega_j p_{jt}^{1-\sigma}}{\sum_{j=a,i,s} \omega_j p_{jt}^{1-\sigma}}, \quad j \in \{a, i, s\} \quad \text{e} \quad \forall t, p_{it} = 1. \quad (29)$$

Neste caso, s_{jt} é observável e corresponde à participação do bem j no dispêndio total com consumo no período t , enquanto os preços relativos podem ser determinados utilizando deflatores de base fixa dos valores adicionados setoriais.⁸ 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 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](#)), compatível com a agregação de setores utilizada nesse trabalho, conforme a [Tabela A-1](#). 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.

[Herrendorf et al. \(2013\)](#) enfatizaram a necessidade de se utilizar as participações dos setores no consumo a preços básicos, o que equivaleria ao “consumo de valor adicionado”. Assim, optou-se pela padronização das fontes de dados, de modo 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 Tabela de Recursos e Usos do IBGE.⁹

Estabelecendo o preço do bem industrial como numerário, os preços relativos dos bens agropecuário e de serviços foram obtidos, respectivamente, pelas razões entre os deflatores de base fixa (1980 = 100) do setor agropecuário e do setor industrial, e entre os deflatores do setor de serviços e do setor industrial, todos para o ano de 2007, calculados a partir de dados das Contas Nacionais ([IPEA, 2015](#)). Logo, os preços para os setores agropecuário e de serviços foram, respectivamente, 0,51 e 1,49. Para reduzir a arbitrariedade na escolha do período de

⁸O uso da razão entre deflatores setoriais como preço relativo pode ser encontrado, por exemplo, em [Égert, Drine, Lommatzsch & Rault \(2003\)](#).

⁹Especificamente, os pesos ω_a , ω_i e ω_s associados à distribuição do consumo de valor adicionado apresentada na TRUS para ano de 2005 ([IBGE, 2015a](#)) seriam, para uma elasticidade de substituição fixada em 0,1, e os mesmos preços relativos, 0,0452, 0,3572 e 0,5976, respectivamente.



referência, optou-se por utilizar o ano base tipicamente considerado pela fonte, ou seja, 1980; ressalta-se, no entanto, 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 agropecuário.¹⁰

Solucionado o sistema de equações, os valores dos três pesos constantes associados ao consumo dos bens 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 para o último, como também observado por [Herrendorf et al. \(2013\)](#) para os EUA.

4.3. A taxa de depreciação do capital

A taxa de depreciação do capital foi obtida conjuntamente à estimação da série do estoque de capital agregado, conforme a metodologia proposta por [Conesa, Kehoe & Ruhl \(2007\)](#). Ressalta-se que o estoque de capital resultante não é utilizado em nenhuma análise deste trabalho. O método inicia-se pela acumulação do capital:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t, \quad (30)$$

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 determinada para 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 com dados disponíveis, tal restrição corresponde a

$$\frac{1}{44} \sum_{t=1970}^{2013} \frac{\delta K_t}{Y_t} = 0,09661. \quad (31)$$

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

$$\frac{K_{1970}}{Y_{1970}} = \frac{1}{10} \sum_{t=1971}^{1980} \frac{K_t}{Y_t}. \quad (32)$$

Quanto aos dados necessários à operacionalização, a série do investimento, utilizada em (30), 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 FBKF e PIB foram retirados de [IPEA \(2015\)](#) e convertidos para preços de 2007, utilizando os respectivos deflatores implícitos obtidos a partir de dados 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

¹⁰Pode-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 demais parâmetros utilizados, em cada um 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.

utilizando o deflator da FBKF obtido de IPEA (2015). A taxa anual de depreciação resultante corresponde a 0,0376 (ou 3,76% a.a.).

4.4. A taxa de desconto intertemporal

A taxa de desconto intertemporal β foi obtida da expressão (22), quando no estado estacionário, assim como em Verma (2012), que, após um rearranjo, resulta em

$$\beta = \frac{1}{1 + r - \delta}. \quad (33)$$

A taxa de depreciação utilizada foi obtida anteriormente (3,76%), enquanto r corresponde à taxa de juros real média entre 1981 e 2013. Para a obtenção desta última, utilizou-se a equação de Fisher, 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) retiradas de 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. O valor definido, portanto, para o parâmetro β foi 0,9417, compatível com o valor utilizado por McCandless (2008).

4.5. A participação dos fatores de produção na renda setorial

As participações dos fatores de produção na renda setorial gerada foram obtidas diretamente da SAM (GTAP, 2015), e são apresentadas na Tabela 1.

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 & Campos (1994, citado em Hertel, Tsigas & Gopalakrishnan, 2013) e por Spolador & Roe (2013).

Tabela 1. Participação dos fatores de produção na renda dos 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: Elaboração própria a partir de dados de GTAP (2015).

4.6. Os parâmetros iniciais

A solução numérica do modelo exige quatro valores iniciais, referentes aos níveis das PTFs setoriais e à relação capital-trabalho vigente no setor industrial. Definiu-se, por simplicidade,



que a relação capital-trabalho no período seja igual à unidade, enquanto 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 aos valores observados no ano base de 2007. O modelo apresentado foi solucionado numericamente utilizando o software Mathematica (Wolfram Research, 2015) para o Microsoft Windows.

A Tabela 2 apresenta todos os valores dos parâmetros utilizados para obter a solução numérica do modelo dinâmico.

Tabela 2. Valores dos parâmetros utilizados na solução do modelo base.

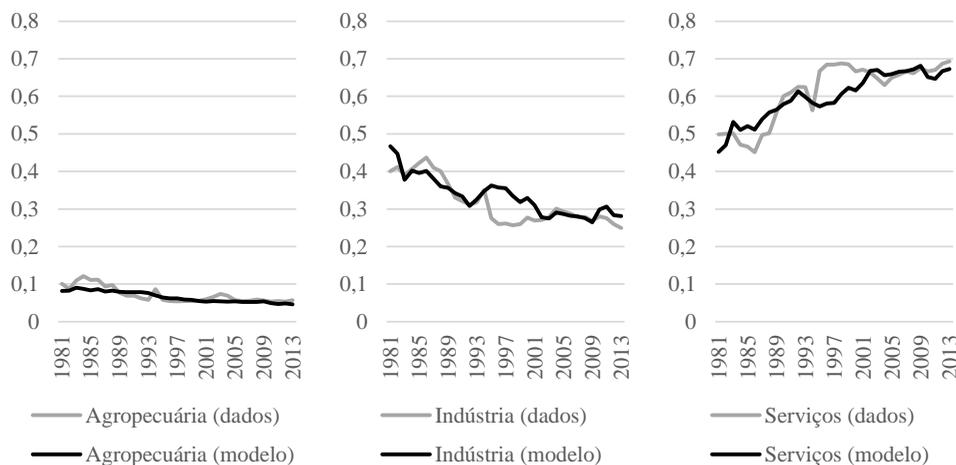
| Parâmetro | Descrição | Valor |
|---------------|---|--------|
| θ | Participação do capital na renda agropecuária | 0,5723 |
| γ | Participação da terra na renda agropecuária | 0,1618 |
| α | Participação do capital na renda da indústria | 0,4587 |
| ϕ | Participação do capital na renda do setor de 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 |

5. RESULTADOS DO MODELO BASE

Com o propósito de verificar a consistência dos resultados das simulações, são apresentadas na Figura 5 as participações setoriais, simuladas e observadas (obtidas a partir das séries publicadas pelo IPEA), no valor adicionado total a preços correntes. Tanto para a participação do valor adicionado total, quanto para a distribuição setorial do emprego, o modelo consegue reproduzir de forma bastante consistente a tendência e os níveis da participação (Figuras 5 e 6).

As correlações entre valores simulados e observados da participação no valor adicionado total dos setores agropecuário e de serviços alcançam, respectivamente, 0,810 e 0,832; enquanto no setor industrial a correlação entre a dinâmica simulada e observada foi um pouco inferior, da ordem de 0,786. Adicionalmente, o ajuste do modelo à dinâmica de longo prazo da economia pode ser avaliado pelas taxas de crescimento anual das respectivas participações dos

Figura 5. 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.

setores no valor adicionado total,¹¹ adotando uma análise similar à realizada por Verma (2012) para avaliar a robustez dos resultados, conforme a Tabela 3, que apresenta as taxas compostas de crescimento das participações dos setores — simulada e observada no emprego total no período analisado. Os resultados simulados pelo modelo são bastante próximos aos observados; a participação da agropecuária no valor adicionado, por exemplo, ao longo do período 1981–2013 teve uma redução observada de 1,8% ao ano, enquanto a projeção do modelo foi de 1,7% ao ano.

Percebe-se, na Figura 5, que o modelo base foi capaz simular a tendência de longo prazo das participações dos setores no valor adicionado, ainda que preveja uma mudança estrutural

Tabela 3. 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).

¹¹A fórmula é:

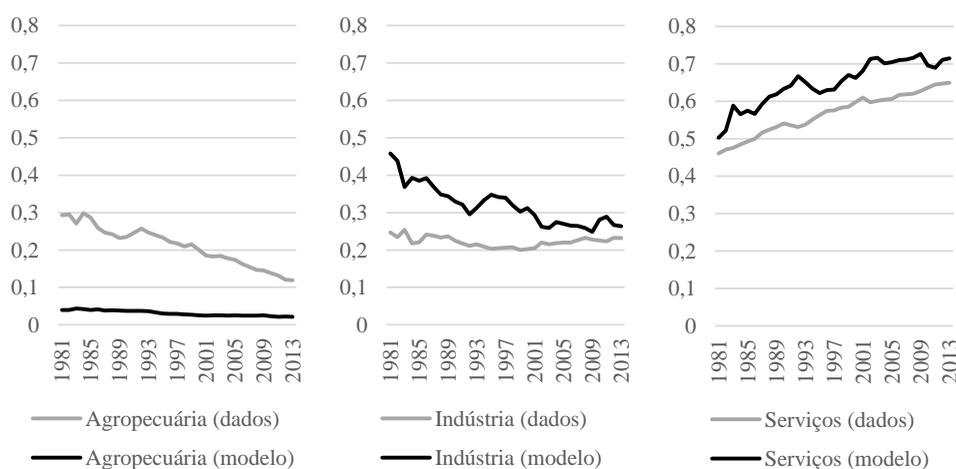
$$\text{taxa média anual composta} = \sqrt[32]{\frac{\text{valor em 2013}}{\text{valor em 1981}}} - 1.$$



mais intensa do que aquela efetivamente ocorrida, especialmente quanto à 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 (19) e (20). Nestas expressões percebe-se que os preços relativos e a 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, como estas evoluem progressivamente ao longo de todo o período, alterações nas participações dos setores no valor adicionado devem ocorrer lentamente. 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 ocorreu.

Quanto à composição do emprego, o modelo consegue reproduzir de forma consistente a tendência das participações dos setores, conforme a Figura 6. O coeficiente de correlação entre as séries com os valores simulados e observados para a participação da agropecuária no emprego total foi de 0,925. No caso da indústria, 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, dado que o emprego industrial se manteve relativamente constante ao longo do 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. O setor de serviços foi aquele com melhor ajuste no nível de sua participação no emprego, bem como apresentou um coeficiente de correlação de 0,924, indicando bom ajuste da tendência.

Figura 6. 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).

Na [Tabela 4](#) tem-se que a taxa percentual de redução da participação da agropecuária no emprego é menor do que a efetivamente observada. Além disso, o modelo básico superestimou a redução da participação da indústria no emprego, enquanto que para o setor de serviços, o modelo base representou fielmente a taxa de crescimento da participação do setor no emprego total.

Tabela 4. 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 \(2015\)](#).

6. CENÁRIO ALTERNATIVO

[Alvarez-Cuadrado & Poscheke \(2011\)](#) avaliaram, por meio de um modelo com dois setores,¹² que ganhos de produtividade levam a uma redução da força de trabalho na agricultura. Segundo os autores, os ganhos de produtividade do setor agrícola transferem parte da força de trabalho do setor para o restante da economia (*labor push effect*), enquanto que um aumento do nível de tecnologia no setor industrial absorveria parte da força de trabalho da agricultura (*labor pull effect*). No período analisado, como a PTF do setor agropecuário cresceu acima da média da economia como um todo, pretende-se nesta seção avaliar em que medida a produtividade do setor influenciou o processo de mudança estrutural na economia brasileira. Também foram simulados dois outros cenários alternativos, onde os setores industrial e de serviços também tivessem apresentado uma evolução da PTF semelhante ao da economia agregada, o que representaria um desempenho superior ao observado para a PTF de cada um dos setores.

Admitindo que o modelo dinâmico proposto reflita adequadamente o padrão de mudança estrutural no Brasil, ou seja, reproduza a tendência da participação 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, principalmente, um aspecto identificado na análise dos dados: o crescimento da PTF do setor agropecuário foi muito superior ao observado para a economia brasileira como um todo no período analisado. Portanto, pretendeu-se avaliar, em um cenário de baixo crescimento da PTF agropecuária, como a mudança estrutural na economia brasileira seria afetada ou, de outra forma, em um cenário onde a produtividade agropecuária fosse menor, o quanto isso teria limitado o ritmo de transferência de força de trabalho para os demais setores, especialmente para o setor de serviços. Para este fim, substituiu-se a série de crescimento observado da PTF

¹²No modelo proposto pelos autores há o setor tradicional (que produz bens agrícolas), e o setor moderno, que produz commodities industriais e serviços ([Alvarez-Cuadrado & Poscheke, 2011](#), p.131).



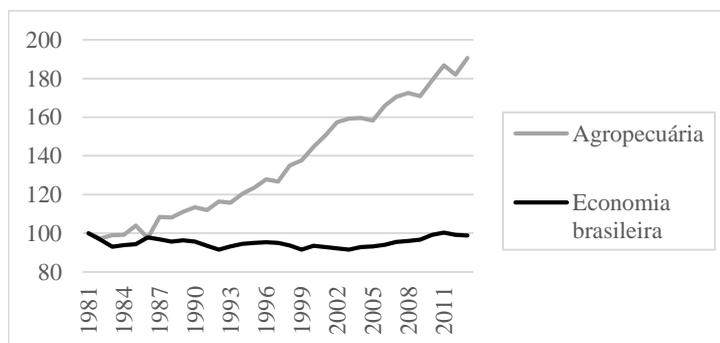
agropecuária por aquela obtida para economia brasileira pela mesma metodologia de decomposição do crescimento, admitindo-se apenas dois fatores de produção — capital e trabalho — e cujas participações na renda também foram geradas pela base de dados do GTAP (2015).¹³ Além disso, os valores ano a ano do produto e dos fatores de produção, utilizados para calcular a PTF total, consistem na soma dos valores setoriais.

O resultado em índice (1981 = 100) do procedimento para a obtenção da PTF agregada da economia brasileira é apresentado na Figura 7, em que este é confrontado com o índice da PTF agropecuária, também obtida neste artigo. Visando corroborar os valores obtidos, a Figura A-3 no Apêndice deste trabalho apresenta o resultado deste exercício para a PTF da economia brasileira junto com os valores obtidos por Barbosa Filho & Pessoa (2014), no caso em que os autores consideraram o fator trabalho como o total de pessoas ocupadas conforme metodologia vigente na década de 1980.

Como mencionado anteriormente, os fatores de produção e produto foram considerados a soma simples dos montantes setoriais, contudo, ressalva-se que, a rigor, o valor adicionado total da economia a preços constantes não corresponde à soma dos valores adicionados setoriais a preços constantes, por conta da perda de aditividade (Feijó & Ramos, 2013). As eventuais diferenças causadas por esta opção não influenciariam de forma relevante as conclusões, bem como enfatiza-se que as taxas de crescimento do valor adicionado total derivadas deste procedimento, e utilizadas na obtenção da taxa de crescimento da PTF agregada, são essencialmente as mesmas obtidas a partir dos 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 na modelo base, são apresentados na Figura 8, onde as escalas dos eixos variam para cada setor.

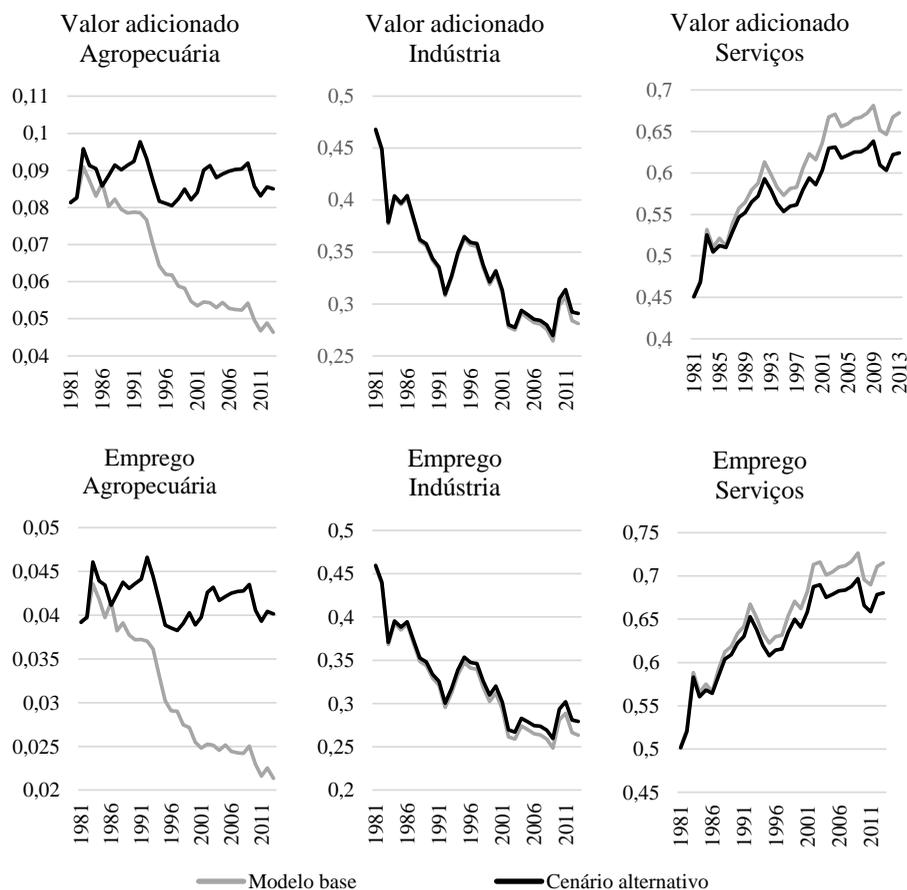
Cabe salientar que, embora todos os parâmetros utilizados no modelo base e na simulação do cenário alternativo sejam os mesmos, identificam-se diferenças marginais nos valores

Figura 7. Evolução do índice (1981 = 100) da produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária e da economia agregada.



¹³As participações do capital e do trabalho na renda nacional obtidas foram, respectivamente 0,426 e 0,574 (GTAP, 2015).

Figura 8. Comparativo entre resultados do modelo base com cenário alternativo em que a PTF agropecuária cresce à mesma taxa da economia agregada brasileira.



iniciais das participações, exigindo-se algum cuidado ao comparar diretamente os níveis das variáveis resultantes em cada um dos casos, independentemente do período em questão. A [Tabela 5](#) 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.

Portanto, percebe-se que o setor agropecuário, diante de baixos ganhos de produtividade, poderia vir a apresentar atualmente uma participação maior no emprego e no valor adicionado e, além disso, o setor industrial poderia exibir pequeno aumento de sua importância na economia brasileira, enquanto o setor de serviços possivelmente representaria fração menor da atividade econômica. Dito de outra forma, o processo de transformação estrutural teria ocorrido mais lentamente, uma vez que a participação do setor no valor adicionado projetada pelo modelo (8,5%) para o ano de 2013 corresponderia à participação do setor no final dos anos 1980 e começo dos anos 1990.



Tabela 5. Participação dos setores agropecuária, industrial e de serviços brasileiros em 2013: valores observados, previstos no modelo base, e previstos no cenário alternativo para a agropecuária.

| Ano: 2013 | Observado | Modelo base | Cenário alternativo |
|--------------------------------------|-----------|-------------|---------------------|
| <i>Composição – valor adicionado</i> | | | |
| Agropecuária | 5,70% | 4,60% | 8,50% |
| Indústria | 25,00% | 28,10% | 29,10% |
| Serviços | 69,30% | 67,30% | 62,40% |
| <i>Composição – emprego</i> | | | |
| Agropecuária | 11,90% | 2,10% | 4,00% |
| Indústria | 23,10% | 26,40% | 28,00% |
| Serviços | 65,00% | 71,50% | 68,00% |

Entretanto, a análise mais adequada a ser conduzida diz respeito às alterações nas tendências das séries em análise, constituindo-se um procedimento válido a comparação das taxas de crescimento compostas das variáveis em cada cenário simulado. Tais dinâmicas, para os resultados do modelo base e do cenário alternativo para a agropecuária, são apresentadas na [Tabela 6](#), novamente para o período entre 1981 e 2013. Na [Tabela 6](#) também são apresentados os cenários alternativos para os setores industriais e de serviços, respectivamente.

Dos cenários alternativos simulados, o que mais provoca alterações na dinâmica da economia quando comparada à trajetória efetivamente observada, é aquele em que a evolução da PTF da agropecuária reproduziu a trajetória da PTF observada para a economia agregada. 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 uma pequena desaceleração de sua perda de importância no valor adicionado e no emprego, enquanto o setor de serviços experimentaria reduções da taxa de crescimento médias anual de sua participação. Sabendo-se que o setor de serviços representa a maior parcela da economia brasileira, especialmente ao final da série, uma redução de 0,1 pp em sua taxa de crescimento representa impacto significativo nos outros setores. Assim, ao se observar o reduzido impacto do cenário hipotético de baixo crescimento da PTF da agropecuária sobre a indústria, pode-se interpretar que a mão de obra liberada deste setor 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 da força de trabalho (Kon, 2006), embora esta conclusão não seja derivada de um resultado explícito do modelo.

O modelo teórico de [Ngai & Pissarides \(2007\)](#), mais restritivo do que a versão aqui implementada, fornece uma justificativa para as modificações observadas entre os cenários, de modo 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 cresci-

Tabela 6. Comparação das taxas médias de crescimento 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.

| | Modelo base | Cenário agropecuária | Cenário indústria | Cenário serviços |
|--|-------------|----------------------|-------------------|------------------|
| <i>Participação – valor adicionado</i> | | | | |
| Agropecuária | -1,7 | 0,1 | -2,0 | -1,3 |
| Indústria | -1,6 | -1,5 | -1,4 | -1,4 |
| Serviços | 1,3 | 1,0 | 1,1 | 1,1 |
| <i>Participação – emprego</i> | | | | |
| Agropecuária | -1,9 | 0,1 | -2,1 | -1,4 |
| Indústria | -1,7 | -1,6 | -1,5 | -1,5 |
| Serviços | 1,1 | 1,0 | 1,0 | 1,0 |

Nota: O cenário em que a PTF da agropecuária cresceu exatamente como a PTF da economia agregada corresponde à coluna “Cenário agropecuária”, assim como os cenários em que as PTFs dos setores industrial e de serviços teriam crescido como a da economia agregada correspondem, respectivamente, às colunas “Cenário indústria” e “Cenário serviços”.

mento da produtividade reduz-se significativamente entre os dois cenários, necessariamente se desacelera a transferência do fator trabalho entre os dois setores.

No caso da indústria, todavia, a explicação 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 diminuiria a transferência de pessoal das atividades primárias para as industriais; entretanto, o cenário simulado sugere o inverso, embora de forma marginal. Ngai & 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, no modelo teórico, a produção do capital necessário à produção ocorre apenas neste setor.

No cenário em que a PTF da agropecuária tivesse se mantido praticamente estagnada no período entre 1981 a 2013, teria se mantido relativamente constante a participação deste setor no emprego com impactos importantes sobre o setor de serviços, que presenciaria desaceleração do crescimento de sua participação no valor adicionado. As simulações corroboram 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 — e a visão de que a produtividade agrícola é fator determinante para o crescimento dos setores não agrícolas, aqui refletido especialmente pelo setor de serviços. Além disso, os resultados mostram-se em acordo com a análise de Ferreira & Silva (2015), pelo diferenciado dinamismo da produtividade agropecuária e sua liberação de trabalho para o setor de serviços. Tal padrão distingue-se daquele observado nas economias desenvolvidas, onde a indústria teria sido, por longo período, o setor mais beneficiado pela liberação do fator trabalho (Rodrik, 2015). Dessa forma, ao permitir que a produção agropecuária brasileira desempenhar suas funções no processo de desenvolvimento econômico utilizando menos trabalho disponível,



a produtividade agrícola teria se mostrado fundamental para acelerar o processo de mudança estrutural experimentado no Brasil.

7. CONCLUSÃO

Este artigo procurou avaliar a dinâmica da mudança estrutural na economia brasileira por meio de um modelo dinâmico de equilíbrio geral que se mostrou apropriado para reproduzir alguns dos fatos estilizados deste processo, como a redução da participação do setor agropecuário no emprego e no valor adicionado, e o aumento da participação do setor de serviços. Adicionalmente, em acordo com alguns modelos teóricos que agregam as atividades econômicas em três grandes setores (agropecuária, indústria e serviços), os resultados deste trabalho refletiram a mudança da alocação da força de trabalho do setor com maior taxa de progresso tecnológico para aqueles menos dinâmicos.

No caso brasileiro, a agropecuária tem sido o setor com as maiores taxas de crescimento da produtividade total dos fatores ao longo das últimas décadas. Particularmente, tal comportamento decorreu de um amplo processo de modernização ao longo das décadas recentes, resultante da incorporação de capital de elevado nível tecnológico, bem como do investimento em pesquisa, especialmente por parte de instituições de ensino superior e de pesquisa e de agentes privados do setor. Tais ganhos de produtividade apresentaram relevante influência sobre a capacidade de liberação de mão de obra deste setor para as atividades urbanas, compreendidas pela indústria e, em maior intensidade, o setor de serviços.

Considerando que o modelo básico foi consistente em simular a dinâmica da importância relativa de cada setor, foi possível estabelecer alguns cenários hipotéticos, sendo o principal deles aquele onde a PTF agropecuária comportou-se tal qual a da economia brasileira que, de forma geral, manteve-se estagnada ao longo do período de análise. As simulações sugerem que os ganhos de produtividade no setor agropecuário aceleraram o ritmo de mudança estrutural na economia brasileira, embora limitados pela participação do setor na economia, com efeitos mais fortemente observados sobre o setor de serviços, e não sobre a indústria, em contraposição à mudança estrutural presenciada em outros países.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alvarez-Cuadrado, F., & Poscheke, M. (2011). Structural change out of agriculture: Labor push versus labor pull. *The American Economic Journal*, 3(3), 127–158.
- Banco Mundial. (2015). *World development indicators database*. Acessado em 7 maio 2015: <http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>
- Barbosa Filho, F. H., & Pessôa, S. A. (2014). Pessoal ocupado e jornada de trabalho: Uma releitura da evolução da produtividade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 68(2), 149–169. doi: 10.1590/S0034-71402014000200001
- Barbosa Filho, F. H., Pessôa, S. A. & Veloso, F. A. (2010). Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com ênfase no capital humano 1992–2007. *Revista Brasileira de Economia*, 64(2), 91–113. doi: 10.1590/S0034-71402010000200002

- Barro, R. J., & Sala-I-Martin, X. (2004). *Economic growth* (2^a ed.). Cambridge, MA: The MIT Press.
- Baumol, W.J. (1967). Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis. *The American Economic Review*, 57(3), 415–426.
- Bitzer, J., & Gören, E. (2016). Measuring capital services by energy use: An empirical comparative study. *Applied Economics*, 48(53), 5152–5167.
- Bonelli, R., & Fonseca, R. (1998). Ganhos de produtividade e de eficiência: Novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 28(2), 273–314.
- Bragagnolo, C., Spolador, H. F. S. & Barros, G. S. C. (2010). Regional Brazilian agriculture TFP analysis: A stochastic frontier analysis approach. *Revista EconomiA*, 11(4), 187–216.
- Brandão, A. S. P., Hertel, T. W. & Campos, A. (1994). The implications of international agricultural trade liberalization for Brazilian agriculture. In I. Goldin, O. Knudsen & A. S. Brandao (Eds.), *Modeling economy-wide reforms* (pp. 193–222). Paris: Development Centre of the Organization for Economic Co-Operation and Development.
- Burnside, A. C., Eichenbaum, M. S. & Rebelo, S. T. (1996). Sectoral Solow residuals. *European Economic Review*, 40, 861–869.
- Bustos, P., Caprettini, B. & Ponticelli, J. (2016). Agricultural productivity and structural transformation: Evidence from Brazil. *American Economic Review*, 106(6), 1320–1365.
- Caselli, F. (2005). Accounting for cross-country income differences. In P. Aghion & S. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1A, pp. 679–742). Amsterdam: North Holland.
- Cavalcante, R., L., & De Negri, F. (2014). Evolução recente dos indicadores de produtividade no Brasil. In F. De Negri & L. R. Cavalcante (Eds.), *Produtividade no Brasil: Desempenho e determinantes* (pp. 143–171). Brasília: IPEA.
- Conesa, J. C., Kehoe, T. J. & Ruhl, K. J. (2007). Modeling great depressions: The depression in Finland in the 1990s. In T. J. Kehoe & E. C. Prescott (Eds.), *Great depressions of twentieth century* (pp. 427–475). Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Costello, D. M. (1993). A cross-country, cross-industry comparison of productivity growth. *Journal of Political Economy*, 101(2), 207–222.
- Égert, B., Drine, I., Lommatzsch, K. & Rault, C. (2003). The Balassa–Samuelson effect in Central Eastern Europe: Myth or reality? *Journal of Comparative Economics*, 31(3), 552–572. doi: [10.1016/S0147-5967\(03\)00051-9](https://doi.org/10.1016/S0147-5967(03)00051-9)
- Feijó, C. A., & Ramos, R. L. O. (Eds.). (2013). *Contabilidade social: A nova referência das contas nacionais do Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier.
- Ferreira, P. C., & Rossi, J. L. (2003). New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. *International Economic Review*, 44(4), 1383–1405.
- Ferreira, P. C., & Silva, L. F. (2015). Structural transformation and productivity in Latin America. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 15(2), 603–630.
- Fraga, A. (2004). Latin America since the 1990s: Rising from the sickbed? *Journal of Economic Perspectives*, 18(2), 89–106.



- Gasques, J. C., Bacchi, M. R. P., Rodrigues, L., Bastos, E. T. & Valdes, C. (2015, 3 de dezembro). Produtividade da agricultura brasileira: A hipótese da desaceleração. In *Seminário: Agricultura e crescimento*, Brasília.
- Gasques, J. C., Bastos, E. T., Valdes, V. & Bacchi, M. R. P. (2012). Total factor productivity in Brazilian agriculture. In K. O. Fuglie, V. E. Ball & S. L. Wang (Eds.), *Productivity growth in agriculture: An international perspective* (pp. 145–161). Wallingford: CABI.
- Gasques, J. C., & Villa Verde, C. M. (1990). *Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos Anos Oitenta* (Texto para discussão N° 204). Brasília: IPEA.
- Gollin, D., Parente, S. & Rogerson, R. (2002). The role of agriculture in development. *The American Economic Review*, 92(2), 160–164.
- Gollin, D., Parente, S. & Rogerson, R. (2007). The food problem and the evolution of international income levels. *Journal of Monetary Economics*, 54(2), 1230–1255.
- GTAP – Global Trade Analysis Project. (2015). *GTAP 8 database*. Acessado em 10 de maio 2015: <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/databases/v8/>
- Herrendorf, B., Rogerson, R. & Valentinyi, Á. (2013). Two perspectives on preferences and structural transformation. *The American Economic Review*, 103(7), 2752–2789.
- Hertel, T., Tsigas, M. & Gopalakrishnan, B. N. (2013). Primary factors shares. In B. N. Gopalakrishnan, A. Aguiar & R. McDougall (Eds.), *Global trade, assistance, and production: The GTAP 8 Data Base*. West Lafayette: Center for Global Trade Analysis, Purdue University. Acessado em 8 out 2015: https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=4301
- Homem de Melo, F. (1999). Plano Real e a agricultura brasileira: Perspectivas. *Revista de Economia Política*, 19(4), 146–155.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2015a). *Matriz de insumo-produto: Brasil 2000/2005*. Acessado em 7 de maio de 2015: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/matrizinsumo_produto/default.shtm
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2015b). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD*. Acessado em 7 de maio de 2015: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>
- IPEA – Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada. (2015). *Ipeadata: Banco de dados do IPEA*. Acessado em 7 maio de 2015: <http://www.ipeadata.gov.br/>
- Kon, A. (2006). Mudanças recentes no perfil da distribuição ocupacional da população brasileira. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 23(2), 247–267.
- Kuznets, S. (1973). Modern economic growth: Findings and reflections. *The American Economic Review*, 63(3), 247–258.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
- Lisboa, M. B., & Pessoa, S. A. (2013). *Uma história sobre dois países (por enquanto)* (Working paper N° 309/2013). São Paulo: Insper.

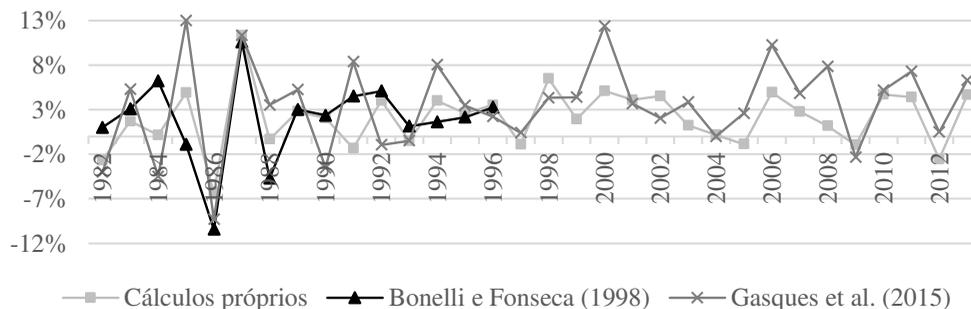
- Lucena, R. B., & Souza, N. J. (2001). Políticas agrícolas e desempenho da agricultura brasileira: 1950–00. *Indicadores Econômicos*, 29(2), 180–200.
- Matsuyama, K. (1992). Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth. *Journal of Economic Theory*, 58(2), 317–334.
- McCandless, G. (2008). *The ABCs of RBCs: An introduction to dynamic macroeconomic models*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Mendes, S. M., Teixeira, E. C. & Salvato, M. A. (2009). Investimento em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1995–2004. *Revista Brasileira de Economia*, 63(2), 91–102. doi: S0034-71402009000200002
- MME – Ministério de Minas e Energia (Brasil). (2015). *Balanco Energético Nacional: Séries completas* [Tabelas]. Empresa de Pesquisa Energética. Acessado em 7 de maio de 2015: <https://ben.epe.gov.br/BENSeriesCompletas.aspx>
- Moody, C. E., Jr. (1974). The measurement of capital services by electrical energy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 35(1), 45–52.
- Ngai, L. R., & Pissarides, C. A. (2007). Structural change in a multisector model of growth. *The American Economic Review*, 97(1), 429–443.
- Restuccia, D., Yang, D. T. & Zhu, X. (2008). Agriculture and aggregate productivity: A quantitative cross-country analysis. *Journal of Monetary Economics*, 55, 234–250.
- Rezende, G. C. (1989). *Controvérsias de economia agrícola: Uma revisão crítica* (Texto para discussão Nº 184). Rio de Janeiro: IPEA.
- Rodrik, D. (2015). *Premature deindustrialization* (Working Paper Nº 20935). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Rostow, W. W. (1974). *Etapas do desenvolvimento econômico (um manifesto não-comunista)* (5ª ed.). Rio de Janeiro: Zahar.
- Silva, A. F. (2010). *Transferências interna e externa de renda do agronegócio brasileiro* (Tese de Doutorado, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ/USP, Piracicaba). doi: 10.11606/T.11.2010.tde-19042010-102044
- Silva, A. M. (2006). Dinâmica da produtividade do setor de serviços no Brasil: Uma abordagem microeconômica. In J. A. De Negri & L. C. Kubota (Eds.), *Estrutura e dinâmica do setor de serviços no Brasil* (pp. 73–105). Brasília: IPEA.
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320.
- Spolador, H. F. S., & Roe, T. L. (2013). The role of agriculture on the recent Brazilian economic growth: How agriculture competes for resources. *The Developing Economies*, 51(4), 333–359.
- Squeff, G. C. (2012). *Desindustrialização: Luzes e sombras no debate brasileiro* (Texto para discussão Nº 1747). Brasília: IPEA.



- Timmer, M., De Vries, G. & De Vries, K. (2014, July). *Patterns of structural change in developing countries* (GGDC Research Memorandum N° 149). Groningen: University of Groningen – Groningen Growth and Development Centre. Disponível em: <https://www.rug.nl/ggdc/docs/gd149.pdf>
- UNSD – United Nations Statistics Division. (2015). *National accounts estimates of main aggregates*. Acessado em 17 de setembro de 2015: <http://data.un.org/Explorer.aspx>
- Verma, R. (2012). Can total factor productivity explain value added growth in services? *Journal of Development Economics*, 99(1), 163–177.
- Wolfram Research, Inc. (2015). *Mathematica, Version 10.2* [software]. Champaign, IL.

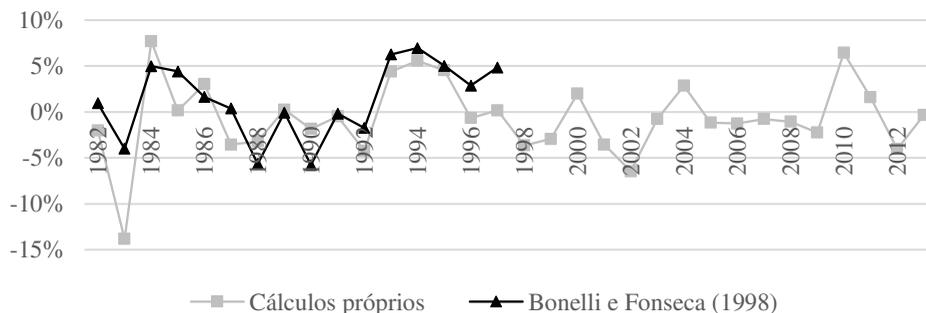
APÊNDICE.

Figura A-1. Taxas de crescimento da PTF do setor agropecuário brasileiro, entre 1982 e 2013, segundo cálculos próprios e Gasques et al. (2015) e da atividade de lavouras, segundo Bonelli & Fonseca (1998).



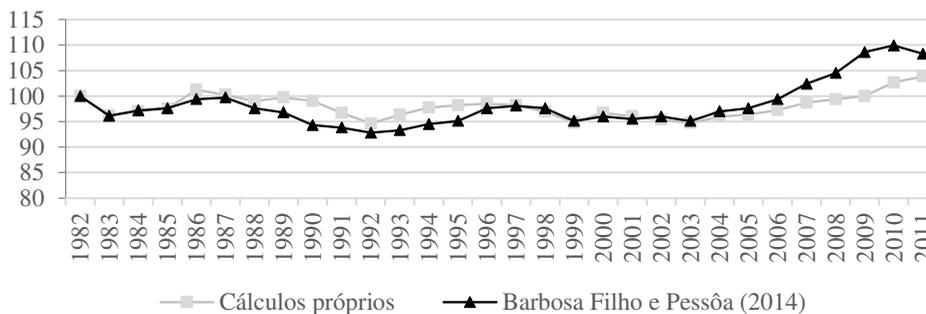
Fonte: Elaboração própria, Bonelli & Fonseca (1998) e Gasques et al. (2015).

Figura A-2. Taxas de crescimento da PTF da indústria brasileira entre 1982 e 2013 (cálculos próprios) versus Bonelli & Fonseca (1998) (apenas indústria de transformação) entre 1982 e 1997.



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

Figura A-3. Comparativo das séries obtidas para a produtividade total dos fatores da economia brasileira – 1982 a 2012 (Índice : 1982 = 100).



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



Tabela A-1. Quadro de agregação dos setores do GTAP.

| Cód. GTAP | Setor GTAP |
|---------------------|--|
| Agropecuária | |
| 1 | Rice, not husked |
| 2 | Wheat and meslin |
| 3 | Maize (corn) |
| 4 | Vegetables, fruits, nuts |
| 5 | Oil seeds and oleaginous fruit |
| 6 | Plants used for sugar manufacturing |
| 7 | Raw vegetable materials used in textiles |
| 8 | Other crops |
| 9 | Bov cattle, sheep and goats, horses, asses, mules, and hinnies, live |
| 10 | Swine, poultry and other animals, live |
| 11 | Raw milk |
| 12 | Raw animal materials used in textile |
| 13 | Forestry |
| 14 | Hunting, Fishing operation |
| Indústria | |
| 15 | Mining and agglomeration of hard coal |
| 16 | Extraction of crude petroleum |
| 17 | Extraction of natural gas |
| 18 | Mining of uranium and thorium ores |
| 19 | Meat of bovine animals, fresh or chilled |
| 20 | Meat of swine, fresh or chilled |
| 21 | Vegetable oils and fats |
| 22 | Dairy products |
| 23 | Rice, semi or wholly milled |
| 24 | Sugar |
| 25 | Prepared and preserved fish |
| 26 | Beverages |
| 27 | Manufacture of textiles |
| 28 | Manufacture of man-made fibres |
| 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 (non mach and equip) |
| 38 | Manufacture of motor vehicles |
| 39 | Manufacture of transport equipment |
| 40 | Manufacture of office, accounting and computing machinery |
| 41 | Manufacture of machinery and equipment |
| 42 | Other manufactures |
| 43 | Production, collection and distribution of electricity |
| 44 | Manufacture of gas, distribution of gaseous fuels |
| 45 | Water: collection, purification and distribution |
| 46 | Construction |
| Serviços | |
| 47 | Sales, maintenance and repair of motor vehicles and motorcycles |
| 48 | Land transport |
| 49 | Water transport |
| 50 | Air transport |
| 51 | Post and telecommunications |
| 52 | Financial intermediation |
| 53 | Insurance and pension funding |
| 54 | Real state activities |
| 55 | Recreational, cultural and sporting activities |
| 56 | Public sector |
| 57 | n.a. |

Fonte: Elaboração própria a partir de informações de GTAP (2015).