

PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA DOS ESTADOS DA REGIÃO SUL DO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DE UM MODELO COMPUTACIONAL BASEADO EM AGENTES – 2010/2016¹

Marcelo de Oliveira Passos - Professor do Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Pelotas (PPGOM/UFPel). Pós-doutorado no *Research Unit on Complexity and Economics* (UECE) do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade de Lisboa (ISEG). E-mail: marcelo.passos@ufpel.edu.br

Matheus Salies Alquati - Mestre em Economia Aplicada pelo PPGOM/UFPel. E-mail: malquati@yahoo.com

Raul Augusto Cunha - Mestrando em Economia Aplicada no PPGOM/UFPel. E-mail: raulcunha93@hotmail.com

Jean Venecian - Professor do Dep. de Economia da UFPel. Mestre em Economia Aplicada pelo PPGOM/UFPel. E-mail: jean.venecian@gmail.com

Área temática: Área 10 -Temas Especiais

Resumo: Este trabalho possui quatro objetivos que são atingidos por intermédio do uso de um modelo computacional baseado em agentes heterogêneos. Estes agentes correspondem aos produtores rurais dos três estados da região sul do país (Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul). Nesse sentido, os objetivos do artigo são: (i) estimar o potencial PIBs agrícolas dos estados do sul para o período de 2010-2016; (ii) estimar o excedente dos produtores agrícolas (EPRAs) para esses estados no mesmo período (o EPRA é um novo indicador elaborado pelos autores e que se propõe a ajudar as decisões de investimentos dos produtores rurais); (iii) calcular os PIBs agropecuários e os EPRAs per capita (para as populações total e rural) dos três estados; (iv) calcular os efeitos da política de juros do Banco Central sobre a produção agrícola dos referidos estados sulistas. As estimativas do modelo podem ajudar a contornar a falta de dados sobre os PIBs agropecuários destes estados, dado que o último Censo Agropecuário do IBGE foi realizado em 2007 e com referência aos resultados de 2006. Este Censo, portanto, apresenta resultados que estão defasados em um longo período de quase onze anos. Cabe a ressalva, todavia, de que as estimativas do modelo – ainda que consideremos como úteis – jamais pretendem substituir os dados censitários que, por conta da metodologia avançada do IBGE, do nível de investimento e do fato de serem obtidos de forma direta, não são passíveis de serem substituídos por dados de um modelo computacional (que por melhor que seja, não gera resultados tão confiáveis quanto os obtidos diretamente dos agentes pesquisados).

Palavras-chave: Economia computacional baseada no agente; excedente agregado do produtor agropecuário (EPRA); PIB agropecuário potencial; região sul do Brasil.

- ✓ Este artigo contou com o suporte financeiro da Capes – Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior do Ministério da Educação e Cultura.

¹ Análise até o primeiro semestre de 2016.

1. Introdução

O Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário é um dos principais indicadores de bem-estar das regiões e países nos quais o setor primário possui relevância socioeconômica.

No caso da região sul do Brasil, a análise deste indicador, para os anos mais recentes, aponta para um crescimento apenas razoável de RS e SC e para uma continuação da trajetória de crescimento da agropecuária do PR. Como o último Censo Agropecuário ocorreu em 2006 e o Censo programado para o ano de 2016 foi cancelado por falta de verbas, tentamos aqui oferecer estimativas que auxiliem na elaboração de cenários para decisões de produtores agropecuários. É importante ressaltar que, embora utilizemos técnicas quantitativas sofisticadas, estas estimativas não possuem a presunção de substituírem os dados censitários. Obviamente, estes dados são de melhor qualidade, posto que são obtidos de forma direta e envolvem custos elevados associados à manutenção de uma equipe de analistas e recenseadores numerosa, qualificada e treinada. Pela natureza das estimativas aqui elaboradas - que utilizam uma abordagem *bottom-up* e emergem do comportamento dos agentes (as unidades federativas da região sul do país) - vale ressaltar que tentamos fugir das análises usuais baseadas no cálculo do PIB potencial por técnicas *top-down*, que serão abordadas na seção 3.

Por meio deste modelo analisamos os resultados para os estados do sul do país e comparamos o desempenho da atividade agropecuária dos três. Esta análise é feita a partir: (i) da estimação dos EPRAs estaduais (totais, per capita considerando a população residente e per capita considerando a população rural) desenvolvidos para o período de 2010 a 2015; (ii) da estimação das elasticidades dos EPRAs estaduais; e (iii) da formulação de possíveis questões para investigações futuras relacionadas ao perfil produtivo e exportador de cada Estado e suas relações com seus EPRAs.

2. Revisão de literatura

Na primeira subseção fazemos uma breve revisão da literatura sobre o conceito de excedente marshalliano do produtor. Na segunda e terceira subseções o foco recai sobre os métodos tradicionais *top-down* de cálculo do PIB potencial, além de expormos as vantagens do uso de um modelo de agentes como método *bottom-up* para estimar PIBs potenciais.

2.1. Excedente Marshaliano do Produtor

O excedente do produtor é um valor que os produtores ganham ao vender um bem ou serviço por um preço de mercado mais alto do que, no mínimo, aquele valor pelo qual eles estariam dispostos a vender. Portanto, o excedente do produtor: “corresponde à área acima da curva de oferta e abaixo do preço de equilíbrio” (BESANKO E BRAEUTIGAM, 2002, p.569) e não é equivalente ao lucro econômico. Em geral é maior. Conforme Frank (1997): “O excedente do produtor é a soma do lucro econômico e do custo fixo. No curto prazo, o excedente do produtor é maior do que o lucro econômico, pois a empresa perderia mais do que o seu lucro econômico se não tivesse entrado no mercado.” (FRANK, 1997, p. 353).

A concepção original de excedente, que se deve à Marshall, é a seguinte:

Já vimos que o preço que se paga por uma coisa não excede nunca, e raramente atinge, o que se estaria disposto a pagar antes que privar-se dela; de modo que a satisfação que se obtém com a compra excede geralmente aquela de que se priva ao pagar o seu preço, resultando, portanto, da compra de um excedente de satisfação. Esse excedente de satisfação mede-se economicamente pela diferença entre o preço que comprador consentiria em pagar para não se privar da coisa e o preço que pagou na realidade. Podemos chamá-la de excedente do consumidor (*consumer's surplus*). (MARSHALL, 1890, p. 189).

A partir do excedente do produtor marshaliano, desenvolvemos um novo conceito chamado de Excedente Marshaliano Agregado do Produtor Agropecuário (EPRA), que se refere a diferença entre o PIB agropecuário estimado e o PIB agropecuário potencial, podendo ser positivo ou negativo. Se o excedente do produtor agropecuário for positivo, ele indica que há um potencial de alta na produção agropecuária para o próximo ano. Caso contrário, indica que há um potencial de queda na produção agropecuária no horizonte de um ano. O cálculo do EPRA será visto mais detalhadamente na seção 4.

2.2. Os métodos estatísticos univariados

Os métodos estatísticos se dividem em univariados e multivariados. Os univariados seguem o preceito da parcimônia defendido por Courtney e Courtney (2008)². Portanto, pelo fato de os univariados serem de interpretação objetiva e direta, e também permitirem

² Pelo qual ambos afirmam que, em Ciência, deve-se dar a preferência pela explicação mais simples para uma observação, que raramente deixa de ser a melhor maneira de julgar as hipóteses.

calcular o produto potencial de forma prática e mais fácil, eles são largamente adotados na literatura sobre o tema³.

Cabe, contudo, algumas ressalvas quanto a estas técnicas. Em primeiro lugar, elas não possuem fundamentação na teoria macroeconômica, o que gera, em certa medida, uma certa restrição na interpretação dos valores calculados. Ademais, há duas outras considerações a serem feitas a respeito dos métodos estatísticos: (i) eles também padecem de questões críticas relativas ao final do período amostral, o que obriga a prolongar a série do PIB. As técnicas de reamostragem e de “aumento” das séries, podem ser uma fonte adicional de incerteza para os cálculos: e (ii) eles carecem de uma correção prévia das quebras estruturais, oriundas de choques repentinos, que podem estar presentes na amostra, pois os métodos estatísticos usualmente distribuem o impacto destes choques ao longo da trajetória temporal, com uma inevitável influência no cálculo do PIB potencial em vários subperíodos amostrais e não somente no período no qual se deu a quebra estrutural.

Isto posto, quando os métodos univariados são aplicados, usam-se filtros estatísticos que decompõem a série temporal do PIB em componentes com frequências distintas, a partir do uso de médias móveis bilaterais. Os filtros univariados mais usados pela literatura empírica sobre *business cycles* e crescimento são os que usam os filtros de HODRICK e PRESCOTT (1997), de CHRISTIANO e FITZGERALD (1999) e de BAXTER e KING (1999).

O primeiro deles obtém a componente de tendência de qualquer série temporal por intermédio do uso de média móvel bilateral ponderada. Neste procedimento, a seguinte função de perda quadrática⁴ é minimizada:

$$\min_{y_t^T} L = \sum_{t=1}^S (y_t - y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{S-1} (\Delta y_{t+1}^T - \Delta y_t^T)^2$$

Onde as variáveis em letra minúscula representam os logaritmos das variáveis análogas em letra maiúscula e y_t representa o PIB observado, y_t^T representa a componente tendência do PIB, S corresponde ao número de observações e λ é o parâmetro de alisamento. Minimizar esta função significa escolher um valor para λ (que é a penalização imposta para flutuações bruscas do produto potencial, de modo que se λ tiver um valor alto, o

³ Por estes motivos, e também pelo fato de não ser este o método adotado neste trabalho, restringiremos nossos comentários às técnicas univariadas.

⁴ Esta função penaliza quer os desvios da série observada face à tendência calculada, quer a volatilidade da própria tendência.

produto será mais “alisado” e o hiato do produto terá maior amplitude, valendo o raciocínio recíproco para valores baixos de λ).

O filtro HP apresenta alguns pontos favoráveis, além da simplicidade já citada, que explicam sua maior utilização. Entre eles, conforme King e Rebelo (1993) destacam, há a garantia que o filtro de estacionariedade do hiato do produto que o filtro proporciona.

Mas foram as limitações do referido método, que foram discutidas por ALMEIDA e FÉLIX (2006, p. 77), que nos motivou a escolher da abordagem da modelagem baseada em agentes para calcular os produtos potenciais dos estados da região sul.

Em primeiro lugar, a escolha do parâmetro λ é em larga medida discricionária, não existindo um consenso quanto ao melhor valor a adoptar para diferentes frequências dos dados. Em segundo lugar, existe o já referido problema do final da amostra, comum a todos os filtros bilaterais, que determina que o peso das últimas observações disponíveis aumente à medida que se pretende estimar o valor da tendência para períodos mais próximos do final da amostra. Este tipo de efeito tem sido largamente estudado⁵ e gera resultados enviesados para os anos mais recentes, que são precisamente os de maior interesse do ponto de vista dos decisores de política económica. Uma forma comum de ultrapassar este problema é prolongar a série utilizando quer projeções publicadas, quer projeções obtidas com modelos estatísticos univariados (por exemplo, modelos ARIMA). Finalmente, é geralmente reconhecido que se a série original do PIB for integrada, o filtro HP tende a criar ciclos espúrios, isto é, gera ciclos mesmo quando estes não estão presentes nos dados originais. (ALMEIDA E FÉLIX, 2006, p. 77).

Outro método estatístico univariado é o uso filtros *band-pass*, os quais partem do exame do espectro de frequência da série temporal do PIB e fazem com que as flutuações ao longo do tempo de qualquer série sejam tratadas como uma representação no domínio da frequência. Estes filtros supõem que o ciclo económico é análogo a um intervalo bem definido de frequências, o que possibilita que as informações associadas a este intervalo sejam tratados de forma isolada e, ao fim e ao cabo, a componente cíclica da série temporal seja extraída.

Conforme BAXTER e KING (1999), a série filtrada é uma média ponderada da série original. Nela os pesos atribuídos a cada observação são obtidos em função das frequências consideradas. Assim, o filtro é um vetor de pesos que se aplica à série observada do PIB e que gera uma série que equivale à componente cíclica do produto. Isto posto, esta variável pode ser expressa por:

$$B(L)y_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} b_j L^j y_t$$

⁵ Os referidos autores citam, como exemplos, os trabalhos de GIORNO *et al.* (1995), CERRA e SAXENA (2000) e MOHR (2005).

Onde $B(L)y_t$ é o filtro; b_j representa o peso atribuído à y_t e L^j é o operador de defasagem.

Os filtros *band-pass* mais usados são os BK e CF. O primeiro aplica uma média ponderada bilateral à série do PIB. Esta média usa números idênticos de *leads* e *lags* e confere também pesos idênticos àquelas observações equidistantes em relação ao período para o qual se deseja calcular a componente cíclica. Este procedimento garante que o filtro faça com que a série não possua mudança de fase, de modo que o momento das fases altas e baixas do ciclo se torne consistente com a trajetória temporal do PIB observado. Mas ele também gera um efeito um tanto distorcivo, na medida em que, em nome da manutenção da condição de simetria do filtro, ocorrem perdas de observações da amostra (no início e no final da mesma). Aí novamente o econometrista é obrigado a recorrer a processos de reamostragem que prolongam a amostra, tal como ocorre no uso do filtro HP⁶.

2.3. Funções de produção e a perspectiva “top-down”: os métodos estruturais

Em relação os métodos estruturais, a literatura empírica usa a abordagem tradicional da função de produção em suas duas usuais formulações alternativas: a função com elasticidade de substituição constante (CES – *Constant Elasticity Substitution*) e a da função Cobb-Douglas (um caso particular da função CES)⁷.

Nesta metodologia, pelo fato de o modelo mais adequado ser definido *a priori*, pode ocorrer um condicionamento prévio dos resultados e até mesmo da interpretação dos mesmos. Este problema se torna ainda mais sério se considerarmos que existe um grau de abstração talvez excessivamente elevado, ou uma simplificação um tanto exagerada da realidade, quando definimos uma função de produção agregada, quer seja Cobb-Douglas ou CES. Ainda que tais recursos tenham sido largamente utilizados na literatura econômica (e que sejam típicos da abordagem *top-down*), consideramos que o tratamento por meio de técnicas de agregação obtidas por meio de modelos de agentes heterogêneos podem ser mais efetivas para efetuar o cálculo de produtos potenciais.

⁶ A diferença entre os filtros CF e BK está no fato de que o CF recorre a todas as observações amostrais. Com efeito, os número de *leads* utilizados em cada período difere do número de *lags* (a não ser, obviamente, para a observação central). Isto faz com que o filtro fique assimétrico e com que ele tenha esta vantagem em relação ao filtro BK: embora possam ainda existir mudanças de fase, no CF não há a perda de observações no início e no fim da amostra.

⁷ Os métodos estruturais diferem dos estatísticos porque levam em conta a teoria econômica ao efetuar o cálculo do produto potencial e do hiato do produto. Nesse sentido, ambos ficam relacionados a um certo número de variáveis macroeconômicas. Todavia, se por um lado isto permite uma maior gama de insights obtidos a partir dos resultados dos modelos, por outro, estes métodos seguem a metodologia econométrica conhecida como “medida com teoria”.

3. Metodologia e fontes dos dados

Cada agente do modelo é um produtor rural que deseja investir em seu estado pertencente à região sul.

Assim, eles baseiam suas estimativas em três séries temporais anuais de PIBs agrícolas, desde 1985 até o último dado referente a 2009. A fonte destes dados é o Censo Agropecuário do IBGE. Projetam-se estas três séries até 2019 pelo método ARIMA. Após isto, as séries são descontadas para os anos de 2010-2016 utilizando uma taxa de desconto intertemporal que corresponde a 60% da taxa Selic definida do Copom descontada do IPCA esperado no período. Esta é uma proxy para a taxa real média⁸ de empréstimos direcionada aos projetos do setor agropecuário e praticada pelo BNDES, que costuma situar-se dentro deste percentual da Selic. A fonte dos dados desta taxa são os Relatórios Focus e as estatísticas produzidas pelo BC.

O modelo é implementado utilizando os softwares Mathematica 9.0, para a dedução matricial do modelo computacional, o RStudio para as estimativas de ARIMA⁹ e o Excel 2013, para a elaboração dos gráficos. Uma vez que os agentes baseiam-se apenas em seus PIBs passados, para a estimativa dos PIBs dos anos de 2010 a 2016 eles terão como variáveis independentes apenas uma constante e o tempo. Utilizou-se o logaritmo para a variável dependente PIB, enquanto que as demais variáveis independentes permaneceram inalteradas.

Os agentes são heterogêneos e se assume aqui que estes farão suas projeções para os PIBs Agrícolas a partir dos seus dados passados e utilizando modelo ARIMA. Assim sendo, as séries temporais de PIB Agrícola anuais, de 1985 a 2009, para cada um dos 26 Estados e o Distrito Federal foram retirados do site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo tratadas a preços correntes tendo 2000 como ano base. A justificativa para o tamanho da amostra é que apenas a partir de 1985 os dados anuais fornecidos pelos censos do IBGE são contínuos.

Vale ressaltar que os dados foram transformados em logaritmos já que se está trabalhando com uma variável de crescimento. Logo os modelos são não-lineares, e, ao

⁸ Esta taxa real é obtida a partir do desconto do IPCA esperado da taxa nominal mencionada.

⁹ Utilizou-se o pacote *forecast* do *software* R desenvolvido por HYNDMAN e KHANDAKAR (2007). Em particular a função *auto.arima*, para identificar qual o modelo ARIMA para cada agente. A partir desta função se obteve os valores de p, d , e q para cada um dos agentes. Logo após, por praticidade, foram realizadas as previsões através do *software* Gretl com os resultados obtidos a partir do R.

final do processo, aplicamos a função *antilog* para os valores estimados, de modo que se obtêm os valores correntes reais.

Após as regressões por ARIMA, foram realizados os testes de autocorrelação residual de Ljung-Box para cada uma das previsões dos agentes. Em nenhuma delas foi aceita a hipótese nula de autocorrelação serial. Dado que não houve autocorrelação residual, não foi necessário investigar um modelo alternativo mais adequado para o propósito dos agentes.

As fontes dos dados são:

- PIB Estadual - agropecuária - valor adicionado - preços básicos - R\$, a preços do ano 2000 (mil) – para o período 2002-2006: Sistema de Contas Regionais do IBGE Referência 2002. Para 1985-2001: Antigo Sistema de Contas Regionais do IBGE. Conceito utilizado a partir de 1985 a preços básicos.
- IPCA esperado: várias edições dos Relatórios Focus do Banco Central.
- Taxa Selic definida pelo Copom: Banco Central

4. Modelo estocástico de simulação computacional baseado em agentes

Na primeira subseção apresentamos a dedução do modelo computacional a partir do conceito do EPRA. Na segunda subseção definimos os cálculos das elasticidades-juros dos EPRA's estaduais. Na terceira subseção elaboramos uma tabela com o resumo dos corolários do modelo computacional.

4.1. Dedução do modelo

O EPRA é dado pela diferença entre o PIB agropecuário estimado em um período t e o seu PIB potencial calculado para este mesmo período. Isto é:

$$EPRA_t = PIB_{est_t} - PIB_{pot_t} \quad (1)$$

Como visto anteriormente, cada agente, por não coletar e nem trocar informações com os outros agentes, estima sua previsão por ARIMA. Logo, o modelo proposto pelos autores para o cálculo dos EPRA's é feito com base em um PIB estimado para o ano de 2019, que é depois descontado por uma taxa intertemporal de custo de capital da produção

agropecuária para cada um dos anos do período 2010-2016. Este custo de capital é definido por meio de uma *proxy* para a taxa de juros média dos financiamentos agropecuários.

Assim sendo, o modelo busca complementar o vácuo de informações sobre os PIBs agropecuários estaduais, uma vez que os últimos dados disponíveis referem-se ao Censo Agropecuário de 2009 e não há previsão ainda de termos outro levantamento censitário deste tipo apenas antes de meados de 2017.

Logo, pode-se expressar os valores de PIB potencial por meio da seguinte fórmula:

$$PIB_{pot} = \frac{\left[\frac{PIB_{est}^{2019}}{\left(\frac{i_e}{100} + \frac{g}{100} \right)} \right]}{\left(1 + \frac{i_e}{100} \right)^k} \quad (2)$$

Onde: PIB_{pot} é o PIB potencial agropecuário do ano em questão; ao PIB_{est}^{2019} corresponde ao PIB agropecuário estimado para o ano de 2019, com base em uma amostra de dados referente ao período 1985- 2009; i_e é a taxa de juros esperada pelos agentes¹⁰; g é a taxa estocástica de crescimento que cada um dos três estados espera para o ano de 2019; k é o expoente que designa o número de períodos no qual o PIB_{est} de 2019 é descontado (a terceira potência geraria o PIB_{pot} de 2016; a quarta, o de 2015; a terceira, o de 2014 e assim por diante).

A taxa g é uma taxa de crescimento que foi calculada como a variação do PIB real de um ano para outro acrescida de um componente estocástico. Essa taxa g pode ser definida assim:

$$g = (PIB_t / PIB_{t-1}) + \Psi \quad (3)$$

Onde (Ψ) é o componente estocástico do modelo, calculado através do *software* Mathematica 10.0 a partir de uma simulação de Monte Carlo. A razão pela qual foi utilizado este *software* é de que ele gera um número pseudo-aleatório menos enviesado, enquanto que outros programas alternativos, como o Excel, geram números pseudo-

¹⁰O BNDES e o Banco Brasil, principais responsáveis pelas políticas de crédito de longo prazo e de custeio para o setor primário, não divulgam periodicamente as taxas praticadas para as linhas de crédito agrícola. Evitam tal divulgação no intuito de evitar que tais práticas sejam consideradas como subsídios creditícios para o setor, o que poderia dar margem à sanções contra o Brasil na OMC. Assim, utiliza-se aqui uma *proxy* para a taxa de juros do produtor agropecuário (custo de capital) que corresponde a 60% da taxa esperada Selic, valor que fica próximo ao custo efetivo total dos empréstimos do Banco do Brasil para o custeio agrícola e do BNDES para os programas de financiamento para capital fixo (tratores, colheitadeiras, silos, armazéns etc.). A fonte da série da taxa Selic esperada é o Relatório Focus do Banco Central.

aleatórios com algum viés. Logo, através da simulação de Monte Carlo é gerado um número para o intervalo $[0,1]$, onde g_{max} é a taxa máxima de crescimento do PIB rural; g_{min} é a taxa mínima deste crescimento.

Após realizadas as estimativas para os PIBs agropecuários e PIBs potenciais, o cálculo do EPRA de cada agente é dado por:

$$EPA_{(7 \times 3)} = \begin{bmatrix} EPRA_{PR}^{2010} & EPRA_{RS}^{2010} & EPRA_{SC}^{2010} \\ EPRA_{PR}^{2011} & EPRA_{RS}^{2011} & EPRA_{SC}^{2011} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ EPRA_{PR}^{2016} & EPRA_{RS}^{2016} & EPRA_{SC}^{2016} \end{bmatrix}_{(7 \times 3)} = \begin{bmatrix} PIB_{est PR}^{2010} & PIB_{est RS}^{2010} & PIB_{est SC}^{2010} \\ PIB_{est PR}^{2011} & PIB_{est RS}^{2011} & PIB_{est SC}^{2011} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ PIB_{est PR}^{2016} & PIB_{est RS}^{2016} & PIB_{est SC}^{2016} \end{bmatrix}_{(7 \times 3)} - \begin{bmatrix} PIB_{pot PR}^{2010} & PIB_{pot RS}^{2010} & PIB_{pot SC}^{2010} \\ PIB_{pot PR}^{2011} & PIB_{pot RS}^{2011} & PIB_{pot SC}^{2011} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ PIB_{pot PR}^{2016} & PIB_{pot RS}^{2016} & PIB_{pot SC}^{2016} \end{bmatrix}_{(7 \times 3)}$$

Note-se que a equação matricial (6) representa simplesmente as equações individuais de todos os agentes. De forma mais resumida, temos:

$$EPRA_{(7 \times 3)} = \begin{bmatrix} PIB_{est PR}^{2010} - PIB_{pot PR}^{2010} & PIB_{est RS}^{2010} - PIB_{pot RS}^{2010} & PIB_{est SC}^{2010} - PIB_{pot SC}^{2010} \\ PIB_{est PR}^{2011} - PIB_{pot PR}^{2011} & PIB_{est RS}^{2011} - PIB_{pot RS}^{2011} & PIB_{est SC}^{2011} - PIB_{pot SC}^{2011} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ PIB_{est PR}^{2016} - PIB_{pot PR}^{2016} & PIB_{est RS}^{2016} - PIB_{pot RS}^{2016} & PIB_{est SC}^{2016} - PIB_{pot SC}^{2016} \end{bmatrix}_{(7 \times 3)} \quad (4)$$

Como as estimativas foram feitas a partir de valores descontados ao longo de nove anos (2010-2018), a equação matricial (2) ficará da seguinte forma:

$$EPRA_{(7 \times 3)} = \begin{bmatrix} PIB_{est PR}^{2010} - \frac{\left[\frac{PIB_{est PR}^{2019}}{\left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{PR}}{100} \right)} \right]}{\left(1 + \frac{i_e}{100} \right)^9} & PIB_{est RS}^{2010} - \frac{\left[\frac{PIB_{est RS}^{2019}}{\left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{RS}}{100} \right)} \right]}{\left(1 + \frac{i_e}{100} \right)^9} & PIB_{est SC}^{2010} - \frac{\left[\frac{PIB_{est SC}^{2019}}{\left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{SC}}{100} \right)} \right]}{\left(1 + \frac{i_e}{100} \right)^9} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ PIB_{est PR}^{2016} - \frac{\left[\frac{PIB_{est PR}^{2019}}{\left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{PR}}{100} \right)} \right]}{\left(1 + \frac{i_e}{100} \right)^3} & PIB_{est RS}^{2016} - \frac{\left[\frac{PIB_{est RS}^{2019}}{\left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{RS}}{100} \right)} \right]}{\left(1 + \frac{i_e}{100} \right)^3} & PIB_{est SC}^{2016} - \frac{\left[\frac{PIB_{est SC}^{2019}}{\left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{SC}}{100} \right)} \right]}{\left(1 + \frac{i_e}{100} \right)^3} \end{bmatrix}_{(7 \times 3)} \quad (5)$$

É a partir da matriz (3) que será desenvolvida a discussão do presente trabalho. Cada vetor coluna j da matriz (8) representa todos os EPRAs estimados dos três estados para o período de 2010 a 2016.

4.2. Dedução da elasticidade-juros dos EPRAs

Diferenciando-se a matriz (3) em relação a i_e obtemos a matriz das elasticidades-juros dos EPRAs dos três estados no período 2010-2016¹¹.

$$\frac{\partial EPR_{A(7 \times 3)}}{\partial i_e} = \begin{bmatrix} PIB_{est PR}^{2010} - \left[\frac{PIB_{est PR}^{2019}}{100 \left(1 + \frac{i_e}{100}\right)^9 \left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{PR}}{100}\right)^2} - \frac{9 PIB_{est PR}^{2019}}{100 \left(1 + \frac{i_e}{100}\right)^{10} \left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{PR}}{100}\right)} \right] & \dots & PIB_{est SC}^{2010} - \left[\frac{PIB_{est PR}^{2019}}{100 \left(1 + \frac{i_e}{100}\right)^9 \left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{SC}}{100}\right)^2} - \frac{9 PIB_{est PR}^{2019}}{100 \left(1 + \frac{i_e}{100}\right)^{10} \left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{SC}}{100}\right)} \right] \\ \vdots & & \vdots \\ PIB_{est PR}^{2016} - \left[\frac{PIB_{est PR}^{2019}}{100 \left(1 + \frac{i_e}{100}\right)^3 \left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{PR}}{100}\right)^2} - \frac{3 PIB_{est PR}^{2019}}{100 \left(1 + \frac{i_e}{100}\right)^4 \left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{PR}}{100}\right)} \right] & \dots & PIB_{est SC}^{2016} - \left[\frac{PIB_{est PR}^{2019}}{100 \left(1 + \frac{i_e}{100}\right)^3 \left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{SC}}{100}\right)^2} - \frac{3 PIB_{est PR}^{2019}}{100 \left(1 + \frac{i_e}{100}\right)^4 \left(\frac{i_e}{100} + \frac{g_{SC}}{100}\right)} \right] \end{bmatrix}_{(7 \times 3)} \quad (6)$$

Na matriz (4), por razões de espaço e de simplicidade, optamos por suprimir a segunda coluna com as elasticidades-juros dos EPRAs do estado do Rio Grande do Sul para 2010-2016. Todavia, desde (3) é fácil perceber que as equações das linhas e colunas seguem um padrão semelhante.

4.3. Corolários do modelo

Os resultados dos EPRAs, dado o caráter cíclico¹² da produção agropecuária, podem ser de três tipos: (i) os que apontam para uma tendência declinante (por estarem já elevados); (ii) os que prenunciam uma elevação (por estarem reduzidos); (iii) os que estão em situação próxima ou igual a zero (o que é uma possibilidade teórica, porém é algo raro em se tratando de valores agregados a partir da dinâmica produtiva dos agentes aqui propostos). Nesse sentido, tal como a Tabela 1 demonstra, as elasticidades-juros dos EPRAs dos estados do sul devem ser negativas em qualquer situação (nos casos A, B e C, portanto). Isto significa que o mecanismo de transmissão da política de fixação de juros do Bacen afetará sempre negativamente os PIBs potenciais dos estados em análise.

¹¹ Estes cálculos matriciais foram efetuados no Mathematica 9.0.

¹² O caráter das séries de PIB agropecuário da amostra utilizada é cíclico, porém não sazonal. As séries não são sazonais porque são anuais. Exatamente por isso, utilizou-se aqui o modelo ARIMA e não o SARIMA (que é mais indicado para séries com sazonalidade).

Tabela 1 – Corolários do modelo

Interações possíveis entre o EPRA e as condições de lucratividade dos produtores agropecuários		
Condição	Resultados possíveis	Conclusões
1	$EPRA_t > 0 \Leftrightarrow PIBest_t > PIBpot_t$ e $\frac{dEPRA}{dt} \rightarrow \infty \Rightarrow \frac{d\Pi}{dt} \rightarrow \infty$	À medida em que o EPRA cresce, aumenta a distância do PIBest em relação ao PIBpot. Assim, aumenta o potencial de lucratividade dos produtores agropecuários (Π) que tentarão aproveitá-lo investindo e produzindo mais. Assim, a tendência de queda do próprio EPRA se acentua ao longo do tempo. É uma situação equivalente a uma bolha em um mercado de ativos: quanto maior for esta bolha (<i>bull market</i>), maior será potencial de queda dos preços dos ativos (<i>downside</i>).
2	$EPRA_t < 0 \Leftrightarrow PIBest_t < PIBpot_t$ e $\frac{dEPRA}{dt} \rightarrow -\infty \Rightarrow \frac{d\Pi}{dt} \rightarrow -\infty$	Situação inversa à anterior: à medida em que o EPRA declina, reduz-se a distância do PIB est em relação ao PIBpot. Assim, reduz-se o potencial de lucratividade dos produtores agropecuários que tentarão reduzir sua produção e seus investimentos. Assim, a tendência de aumento do próprio EPRA se acentua. É uma situação equivalente a um mercado de ativos em situação de baixa: quanto maior for esta baixa (<i>bear market</i>), maior será potencial de alta dos preços dos ativos (<i>upside</i>).
3	$EPRA_t \approx 0 \Leftrightarrow PIBest_t \approx PIBpot_t$ e $\frac{dEPRA}{dt} \rightarrow 0 \Rightarrow \frac{d\Pi}{dt} \rightarrow 0$	Nesta situação menos frequente, o EPRA está próximo de zero, indicando que o PIBest está muito próximo do PIBpot. Neste caso, é preciso olhar as expectativas dos produtores, a evolução dos investimentos feitos previamente e o comportamento esperado dos preços dos principais produtos para verificar se há tendência de um EPRA negativo ou positivo. Se estes fatores tenderem para um aumento do PIB est, então a situação 1 ocorre. Do contrário, a situação 2 acontece. <i>Coeteris paribus</i> , neste cenário 3 a lucratividade esperada dos estados tende ficar estável ou próxima de zero.
Cenários possíveis da elasticidade-juros do EPRA tendo em vista as três situações descritas acima		
A	$EPRA_t > 0 \Leftrightarrow PIBest_t > PIBpot_t$	$\frac{\partial EPRA}{\partial i_e} > 0$
B	$EPRA_t < 0 \Leftrightarrow PIBest_t < PIBpot_t$	$\frac{\partial EPRA}{\partial i_e} > 0$
C	$EPRA_t \approx 0 \Leftrightarrow PIBest_t \approx PIBpot_t$	$\frac{\partial EPRA}{\partial i_e} > 0$

Fonte: Elaborado pelos autores.

Portanto, no caso de uma redução de juros, os PIBs potenciais aumentam e os EPRA dos produtores agropecuários irão reduzindo com a entrada de novos produtores no mercado, *coeteris paribus*. Neste caso, eles só cairão em três situações:

- (i) se os produtores já tiverem iniciado investimentos, antes do aumento de juros, que lhes permitam aumentar seu PIB estimado (e manter o EPRA igual ao maior ao anterior à queda de juros);
- (ii) se os preços dos principais produtos agropecuários componentes do PIB aumentarem e, com as melhoras das expectativas, o PIB estimado subir; e
- (iii) ocorrer(em) acontecimento(s) que altere(m) positivamente as expectativas do produtores (mudança climática favorável, inovação tecnológica, alteração nos preços de bens substitutos ou complementares etc.). Contudo, se um destes três fatores não ocorrer, o impacto da variação de juros sobre o EPRA é sempre positivo (Tabela 1).

Com efeito, os corolários do modelo revelam uma nova utilidade do EPRA como ferramenta decisória; se um analista ou empresário dispõe do EPRA do seu estado e verifica que o efeito de um aumento nos juros dos seus financiamentos e empréstimos não aumentou o seu EPRA, isto é um sinal claro de que o PIB estimado também subiu (devido aos três fatores mencionados) a ponto de anular o efeito positivo da alta dos juros sobre o PIB potencial.

5. Análise dos resultados

As estimativas para RS e SC apresentam uma tendência declinante, onde o coeficiente angular é de -1,862% e -1,321%, respectivamente. Já o PR apresentou um coeficiente angular positivo e descendente ao longo do tempo (convergindo para zero).

Os parâmetros utilizados na simulação constam da tabela 2:

Tabela 2 – Parâmetros utilizados na simulação do modelo

Parâmetros	2016	2015	2014	2013	2012	2011	2010	2009
i	4,284	1,68	2,73	1,428	1,668	3,15	2,394	3,492
IPCAe	7,11	10,67	6,41	5,91	5,84	6,5	5,91	4,31
Rp	0,6426	0,252	0,4095	0,2142	0,2502	0,4725	0,3591	0,5238

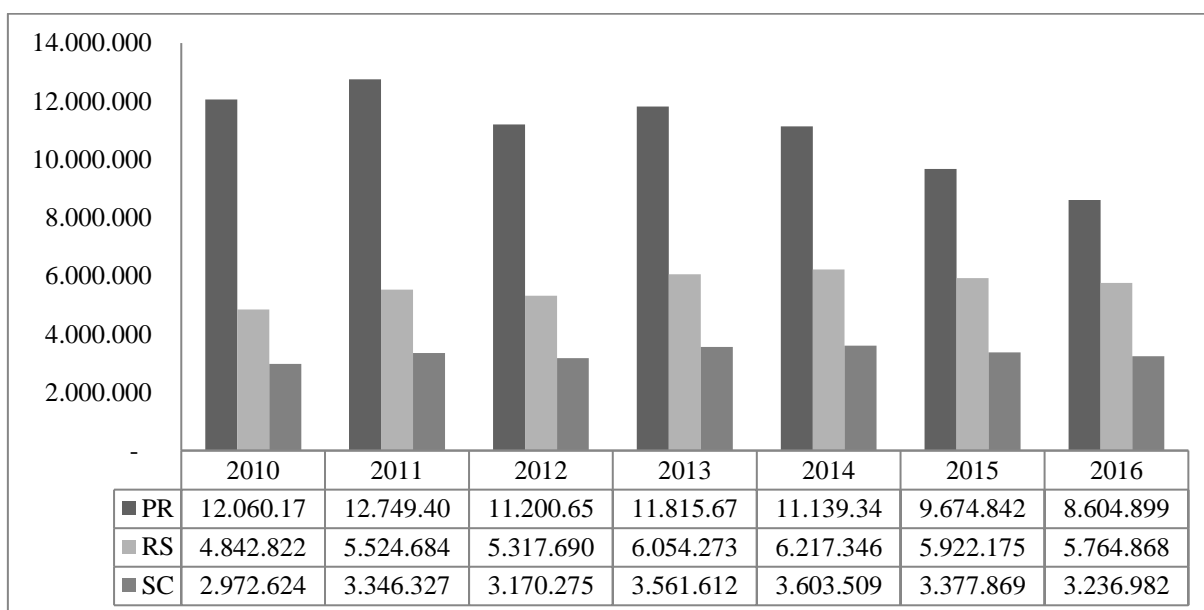
Fonte: Copom/Bacen, Relatórios Focus do Bacen.

Onde: i é a proxy para taxa de juros dos empréstimos agropecuários (equivalente à 60% da taxa real Selic, isto é, a taxa anual média Selic definida pelo Copom descontada do IPCA esperado), $IPCA_e$ (inflação esperada), rp (prêmio de risco do produtor agropecuário, equivalente a, por hipótese, 15% a mais do que a taxa real Selic).

5.1. Estimativas dos PIBs agropecuários potenciais e dos EPRA's estaduais

O gráfico 1 resume as estimativas dos PIBs agropecuários potenciais dos estados sulistas. Pelo seu exame, percebe-se que o RS apresenta pequena redução no seu PIB potencial de 2016 em relação ao de 2015, sendo o de 2014 o maior valor registrado no período considerado.

Gráfico 1 – PIB agropecuário potencial dos estados da região sul – estimativas em R\$ mil para 2010-2016

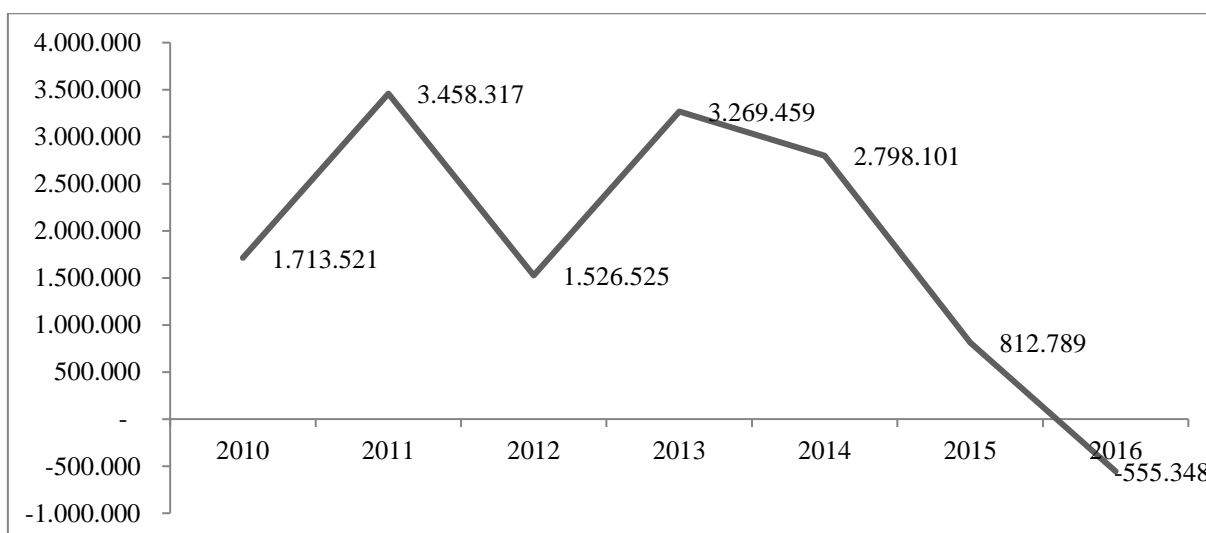


Fonte: Estimativas do modelo computacional baseado em agentes a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE.

A série dos PIBs potenciais de SC também demonstra perfil semelhante à do RS no último triênio considerado, com reduções nos PIBs potenciais em 2016 em relação aos de 2015 e 2014, respectivamente. Já no caso do PR, o seu PIB potencial máximo ocorre no ano de 2011 e, em seguida, apresenta tendência declinante, com o ano de 2016 registrando o valor mínimo da série.

Agregando os resultados dos EPRA's estaduais, obtemos a série do EPRA total da região sul para o período considerado (gráfico 2). Nota-se que o EPRA máximo foi obtido no ano de 2011, com a contribuição do PIB potencial também máximo do PR (gráfico 1). Verifica-se também uma queda abrupta no ano de 2012, motivada pela redução dos juros empreendida pelo Copom¹³. Conforme se depreende da equação (2) e da equação matricial (5), uma redução na taxa de juros básica Selic afeta positivamente o PIB potencial e, portanto, reduz o EPRA, *coeteris paribus*. No ano seguinte, com o aumento de juros, o EPRA volta aumentar e, no último triênio da série, apresenta tendência francamente declinante.

Gráfico 2 – EPRA total da região sul, estimativas em R\$ mil para 2010-2016

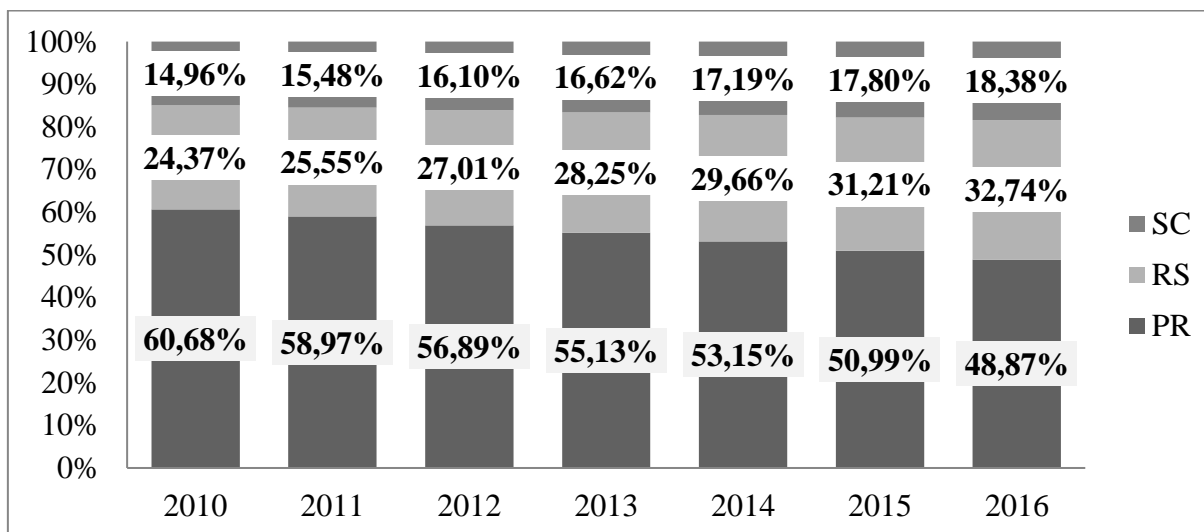


Fonte: Estimativas do modelo computacional baseado em agentes a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE.

O gráfico 3 complementa as estimativas dos gráfico 1 e 2, revelando que os estados do RS e de SC aumentam participação no PIB potencial da região no período analisado, ao passo que o PR perde participação ao longo do tempo. O fato de os PIBs potenciais de SC e RS manterem-se elevados no último triênio, enquanto o do PR cai (gráfico 1), enquanto os PIBs estimados destes três estados mostram estabilidade com tendência marginal de declínio (gráfico 4), ajuda a explicar o declínio dos EPRA's da região sul nesse mesmo período.

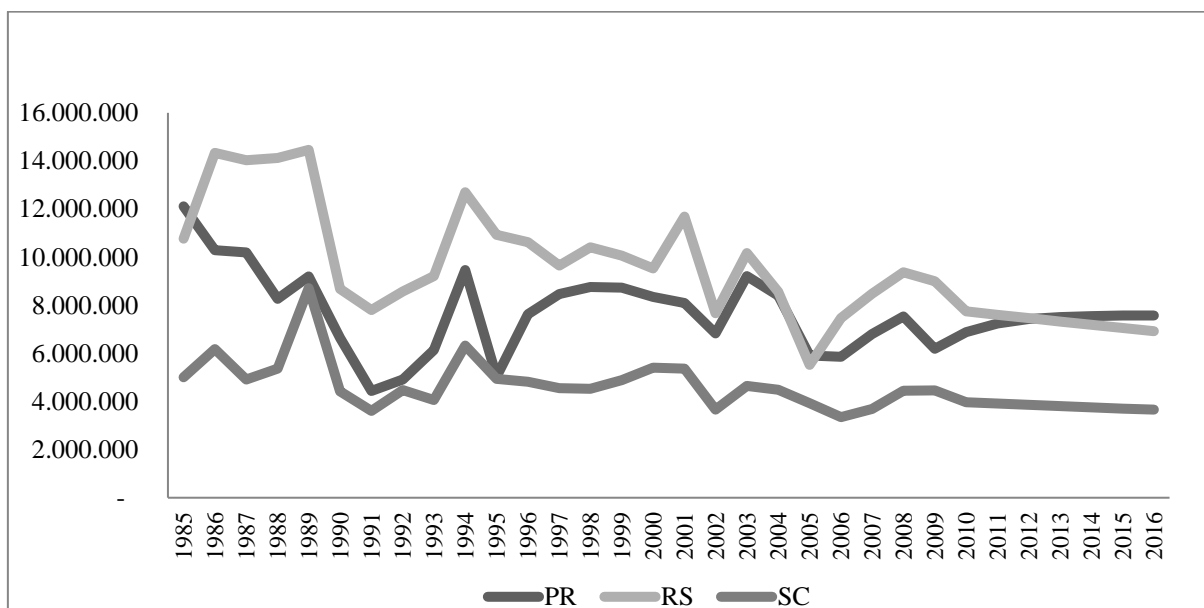
¹³ Recordamos que a *proxy* utilizada para os empréstimos agropecuários corresponde ao valor de 60% da taxa Selic definida pelo Copom.

Gráfico 3 – Participação porcentual dos três estados no PIB potencial total da região sul em 2010-2016



Fonte: Estimativas do modelo computacional baseado em agentes a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE.

Gráfico 4 – PIBs agropecuários (de 1985 a 2009) e PIBs estimados (de 2010 a 2016) dos estados da Região Sul do Brasil. Em R\$ mil.



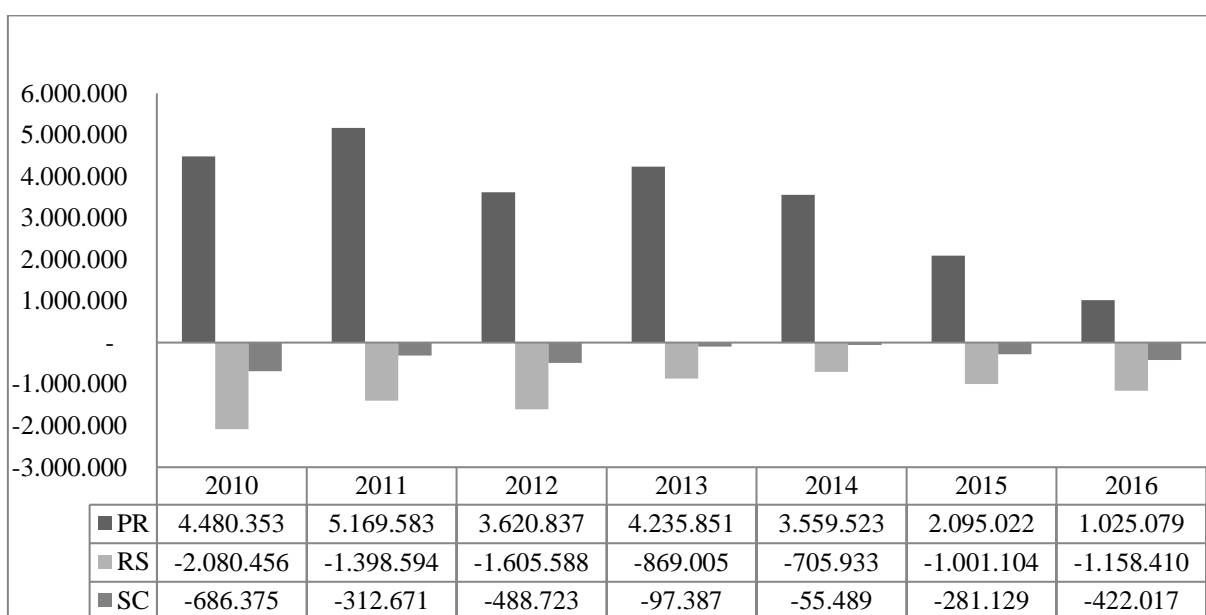
Fonte: Estimativas do modelo computacional baseado em agentes a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE.

Ao desagregarmos os dados do EPRA da região sul, confirmamos a análise anterior e verificamos que a queda dos PIBs estimados de RS e SC (gráfico 4) associada ao aumento do PIB potencial destes dois estados (gráfico 1), motivou a geração de EPRAs negativos para ambos ao longo do período. A ocorrência de EPRAs negativos (gráfico 5) é resultante de um PIB potencial maior do que o PIB estimado. Neste caso, há uma tendência de

aumento na produção agropecuária (uma situação equivalente ao conceito macroeconômico de hiato deflacionário do produto).

Os efeitos conjuntos (ou agregados) do declínio do EPRA positivo do PR e da estabilidade dos EPRA's negativos de RS e SC no período mais recente de 2014-2016 confirmam a trajetória decrescente da curva do EPRA da região sul conforme aponta o gráfico 2.

Gráfico 5 – Excedente agregado do produtor agropecuário dos estados da região sul – estimativas em R\$ mil para 2010-2016



Fonte: Estimativas do modelo computacional baseado em agentes a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE.

Portanto, pode-se afirmar, pela observação do gráfico 5, que os estados de RS e SC vem apresentando maior potencial de aumento de produção agropecuária do que a do estado do PR, que apresenta EPRA positivo e declinante (em situação equivalente ao conceito de hiato inflacionário com tendência clara de redução no último triênio analisado). A citação a seguir reforça esta constatação:

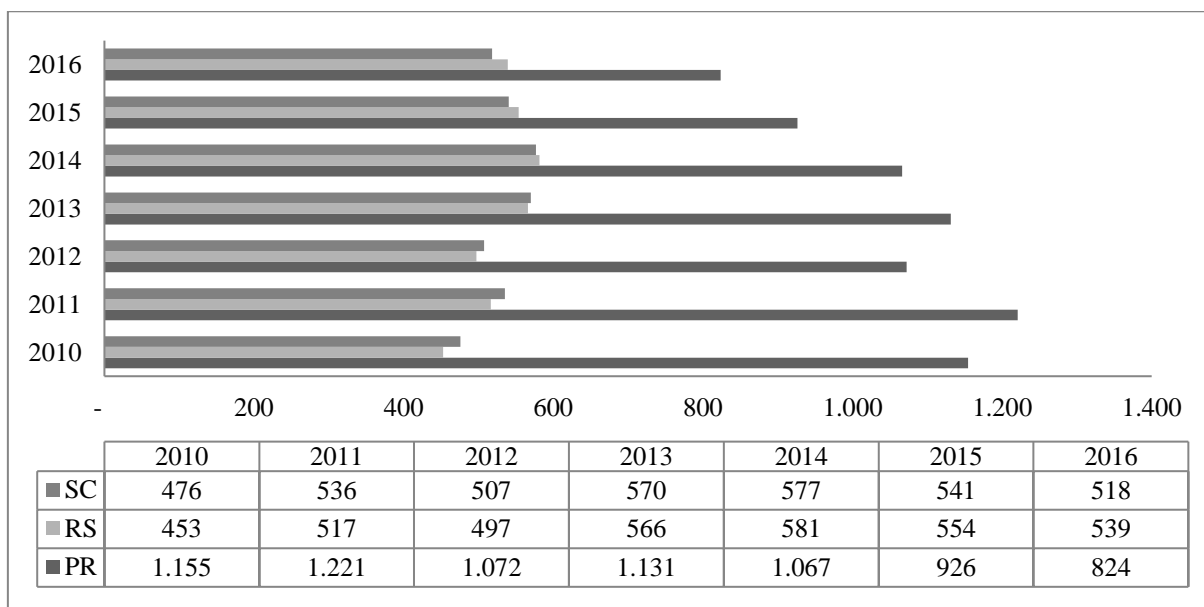
Ao impactar, direta e indiretamente, parcela tão significativa do PIB, o desempenho da agropecuária torna-se decisivo na explicação da evolução da economia do Estado. Os dados da tabela mostram que, nos últimos 11 anos, em 10 deles vigorou a máxima de que, quando o produto da agropecuária gaúcha cresce acima da taxa do PIB gaúcho, o PIB do Estado cresce acima do PIB brasileiro, e, quando ocorre o contrário, o PIB do RS expande-se menos que o nacional. A relação pode ser vista tanto em anos em que a agropecuária do Rio Grande do Sul apresentou taxas positivas (como os anos de 2001, 2003, 2006, 2007, 2009, 2010 e 2011), quanto em anos em que o setor decresceu (2002, 2004, 2005 e 2008). O único ano da série em

que a relação não é encontrada é 2009, ano atípico em função da crise internacional, que afetou de forma mais direta a indústria. (LAZZARI, 2012, p. 1-2)

5.2. Estimativas dos EPRAs per capita (populações residente e rural)

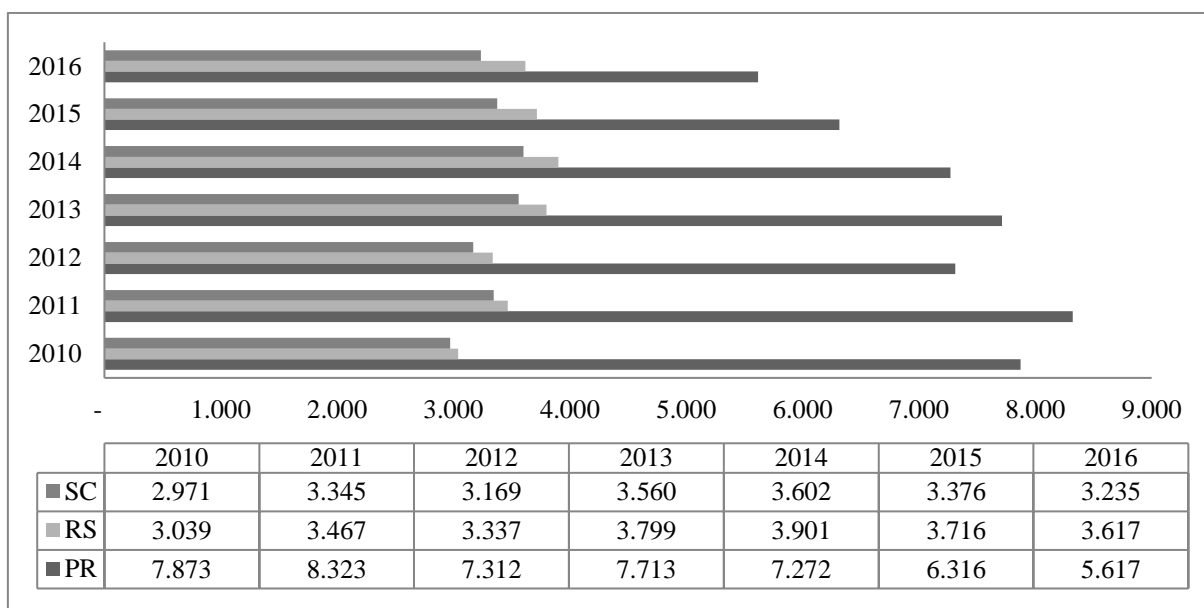
A análise dos EPRAs per capita considerando a população residente dos estados sulistas permite tirar conclusões sobre o potencial de crescimento da renda per capita estadual decorrente da atividade agropecuária. Nesse sentido, os estados de RS e SC apresentam séries de EPRAs per capita que apontam para uma estabilidade em patamares próximos de renda. Já o PR apresenta decréscimos em seus EPRAs per capita desde o ano de 2011, com o registro de um nível mínimo justamente no ano de 2016, o último da série. Novamente, este fenômeno é decorrente da queda de seus EPRAs positivos ao longo dos últimos anos (gráfico 6).

Gráfico 6 – EPRAs per capita (pop. residente) dos estados do sul do Brasil – Em R\$.



Fonte: Estimativas do modelo computacional baseado em agentes a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE.

Quando se observa os EPRAs per capita considerando as populações rurais (gráfico 7), a análise do gráfico 5 se mantém. No gráfico 6, os únicos pontos a ser destacados em relação ao gráfico anterior referem-se ao aumento da distância do RS para SC e ao aumento do efeito de queda dos EPRAs do PR.

Gráfico 7 – EPRAs per capita (pop. rural) dos estados do sul do Brasil – Em R\$

Fonte: Estimativas do modelo computacional baseado em agentes a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE.

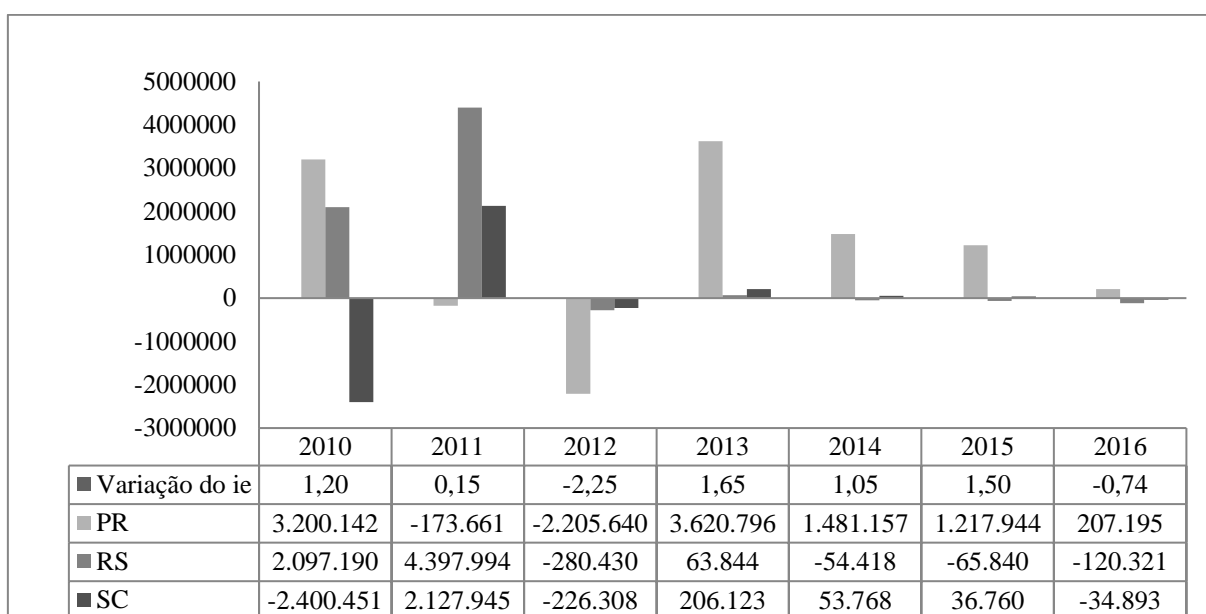
5.3. Estimativas das elasticidades-juros dos EPRAs estaduais e da Região Sul do Brasil

Conforme a equação (2) e a equação matricial (5), a elasticidade do produto agropecuário potencial em relação à taxa de juros i_e é negativa. Assim sendo, se o PIB estimado não se alterar (*coeteris paribus*), o efeito esperado de um aumento nos juros é uma redução no PIB agropecuário potencial e um consequente aumento do EPRA. Inversamente, se os juros caírem, o EPRA tende também a reduzir-se, *coeteris paribus*. Assim sendo, passamos a analisar os efeitos dos juros reais sobre os EPRAs dos estados do sul (gráfico 8).

Em 2010 e 2011, os EPRAs do PR e do RS aumentam com o aumento de juros. Em 2010, o EPRA de SC só caiu por causa da forte retração nas exportações brasileiras de carne suína, o segundo produto mais importante na agropecuária catarinense. O quantum exportado caiu de 707 para 619 mil ton., conforme dados da USDA. A participação de Santa Catarina no valor das exportações de 2006 para 2010 caiu de 30% para 25% e os preços internacionais do produto também caíram em relação ao máximo obtido em 2008 (de US\$ 2,79/Kg), conforme a Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de

Santa Catarina (EPAGRI)¹⁴. Além disso, a EPAGRI também aponta que a participação catarinense no número de abates de aves do Brasil, após atingir o pico de 20,6% em 2007, declinou para 18,9% em 2010. E conforme dados do DERAL, o preço do frango vivo em 2010 atingiu o menor valor do período 2008/16. Estes dois dados são relevantes quando notamos que a produção de carne avícola é a mais importante atividade agropecuária de SC.

Gráfico 8 – Elasticidades-juros dos EPRA's dos estados do sul do Brasil: de 2010 ao 1º sem. de 2016 – Em R\$ mil



Fonte: Estimativas do modelo computacional baseado em agentes a partir de dados do Censo Agropecuário do IBGE.

Já no ano seguinte o EPRA do PR cai um pouco por conta de uma retração natural resultante do fato deste estado ter atingido seu PIB potencial máximo no período em exame, conforme aponta o gráfico 1.

No ano de 2012 verifica-se o efeito previsto pelo modelo computacional: a forte redução nos juros reais provoca uma redução abrupta nos EPRA's dos três estados em relação ao ano anterior.

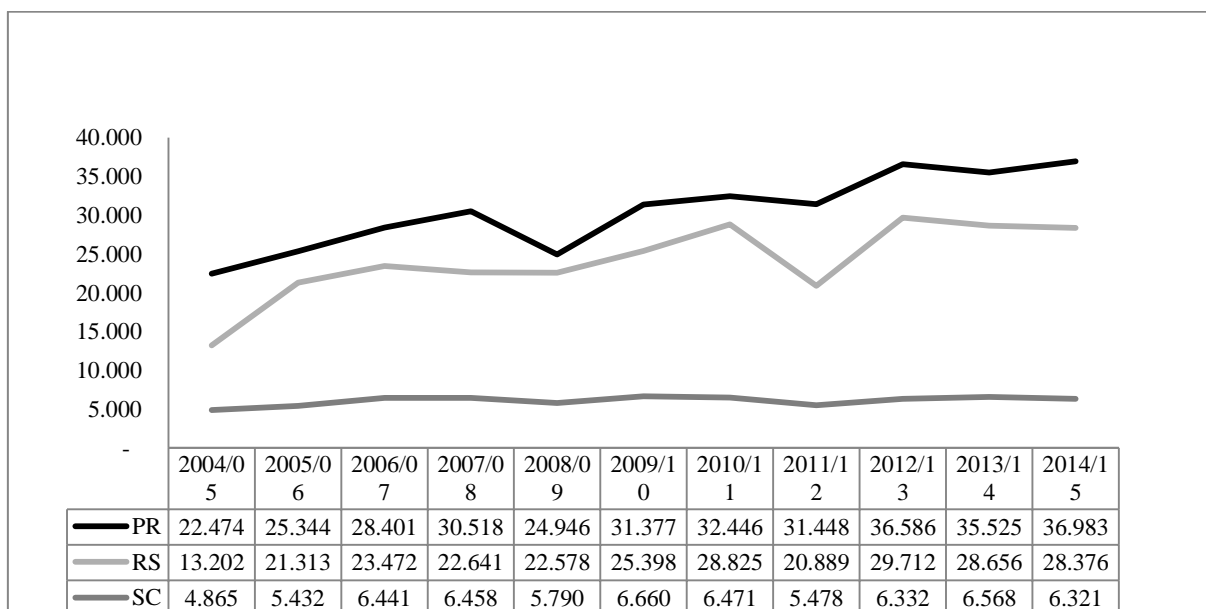
A mesma conclusão anterior, porém com “sinal invertido”, vale para o ano de 2013: o aumento considerável nos juros reais, reduz os PIBs potenciais. Como os PIBs estimados estaduais não se modificam muito, isto faz com que os EPRA's estaduais tornem-se todos positivos. Ressalte-se que este é o único ano em que isto acontece no período considerado.

¹⁴ http://www.epagri.sc.gov.br/?page_id=7150

Os resultados do gráfico 8 também reforçam o que foi visto no gráfico 4: na região sul, apenas o PR ainda apresenta tendência de crescimento nos seus PIBs estimados para estes períodos, ao contrário dos estados do RS e de SC, que apresentam viés de declínio.

Finalmente, no biênio de 2014-2015 e durante o primeiro semestre de 2016, os juros continuam a subir, o que contribui para que apenas o estado do RS apresente EPRA's negativos nestes dois anos. Isto ocorre, todavia, não pelo efeito dos juros, mas pelo fato de que o RS apresentou neste período uma estagnação da sua produção agropecuária, que parece ter atingido um patamar de “topo” que se mantém desde a safra de 2012/13 (gráfico 9).

Gráfico 9 – Produção de grãos (arroz, feijão, milho, trigo, soja e algodão) nos estados da região sul em 2004/05 a 2014/15 (valores em mil toneladas)



Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da CONAB.

Este último resultado corrobora a visão de STULP e ALVIM (2014):

No Rio Grande do Sul, onde a área disponível para plantio está no seu limite máximo, não há possibilidade de um aumento significativo da produção agropecuária por meio do aumento da área, o que exige uma maior atenção na gestão dos recursos disponíveis”. Desta forma, os autores afirmam que o crescimento da produção agropecuária no RS pode ser estimulado através de uma maior utilização dos fatores de produção (tratores, fertilizantes, defensivos e sementes). Esta maior utilização implicaria em uma maior produtividade de mão de obra e da terra, que consequentemente iriam elevar a eficiência técnica de produção. (STULP E ALVIM, 2014, p. 12).

6. Considerações finais

O modelo proposto mostrou que o RS registrou uma ligeira retração no seu PIB potencial de 2016 na comparação com o de 2015 (ressaltando que em 2014 tivemos o maior valor registrado no período em análise). A série dos PIBs potenciais de SC exibiu comportamento similar ao do RS no período de 2014 até o primeiro semestre de 2016, com uma redução em 2016 em relação às estimativas de 2015 e 2014. Já no caso do PR, o seu PIB potencial máximo estimado foi o do ano de 2011, após o qual o estado mostra um declínio até chegar ao valor mínimo em 2016.

Ao agregarmos os EPRA's estaduais, mostramos que o maior EPRA da região sul ocorreu em 2011. Em 2012, ele registrou uma queda significativa decorrente das reduções de juros efetuadas pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil. No ano de 2013 os juros voltaram a subir e o EPRA, tal como o previsto, volta a aumentar. Já no último triênio da série, ele apresenta visível tendência de queda.

Já quando desagregamos os EPRA's da região sul por estados, os resultados apontaram que uma retração nos PIBs estimados de RS e SC (relacionada às elevações dos PIBs potenciais destes estados) ocasionou a geração de EPRA's negativos para ambos ao longo do período em exame. Logo, sabendo que a ocorrência de EPRA's negativos resulta de um PIB potencial maior do que o PIB estimado, pode-se afirmar que há uma tendência de aumento na produção agropecuária.

Os estados de RS e SC exibiram trajetórias de EPRA's per capita (pop. residente) que mostraram poucas variações e também níveis próximos de renda. Já o PR exibe quedas em seus EPRA's per capita (pop. residente) desde o ano de 2011, com o registro de um nível mínimo justamente no ano de 2016, o último da série. Este fenômeno é provocado pela queda de seus EPRA's positivos ao longo dos últimos anos.

Ao estimarmos a série com as elasticidades-juros dos EPRA's estaduais, concluímos que, conforme apontam os corolários do modelo computacional, o efeito de um aumento nos juros é um aumento do EPRA (sendo válido também o raciocínio inverso, *coeteris paribus*). Assim, em 2010 e 2011 os EPRA's do PR e do RS aumentam com o aumento de juros. A queda do EPRA de SC em 2010 ocorreu por causa das quedas dos preços do frango e do número de abates de aves (a avicultura é a principal atividade agropecuária do estado). Além disso, ocorreram fortes contrações nos preços e nas exportações brasileiras de carne suína, que é a segunda atividade agropecuária mais importante em SC. Em 2012, o EPRA do PR caiu um pouco por conta de o estado ter chegado ao seu PIB potencial

máximo no período considerado nesta análise. Neste ano também observamos o efeito previsto pelo modelo computacional: uma significativa redução nos juros reais ajuda a fazer com que os EPRA's dos três estados caiam fortemente em relação a 2011. De modo inverso, no ano de 2013, um aumento expressivo nos juros reais, deprime os PIBs potenciais e, dado que os PIBs estimados estaduais não se modificam muito, os EPRA's estaduais ficam todos positivos. Finalmente, no biênio de 2014-2015 e durante o primeiro semestre de 2016, os juros permanecem em alta e apenas o estado do RS apresenta EPRA's negativos. No caso da agropecuária gaúcha deste período, os efeitos dos juros mais altos são superados pelos fatores que levam a uma situação de estagnação da sua produção primária. Pois desde a safra de 2012/13 ela atinge valores que se configuram como uma espécie de estabilidade em situação de alta, resultante do fato de a área disponível para plantio se encontrar em seu limite máximo. Assim, há um espaço reduzido para o estado do RS aumentar sua produção agropecuária por meio do aumento da área. Logo, o caminho indicado para incrementá-la é aumentar a utilização de tratores, fertilizantes, defensivos e sementes, o que ampliaria a produtividade de mão de obra e da terra, com efeitos positivos sobre a eficiência técnica de produção.

7. Referências

ALMEIDA, V. e FÉLIX, R. M. “Computing potential output and the output gap for the Portuguese economy”. **Economic Bulletin**, Banco de Portugal, Autumn, 2006. Retrieved from:

https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ab200609_e.pdf

BAXTER, M. e KING, R. “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series”, **Review of Economics and Statistics**, (81) 4, 573-593, 1999.

Retrieved from: <http://www.mitpressjournals.org/doi/pdf/10.1162/003465399558454> e <http://dx.doi.org/10.1162/003465399558454>.

BESANKO, D. e BRAEUTIGAM, R. **Microeconomics: an integrated approach**. 1st ed. John Wiley & Sons, Inc., 2002.

CERRA, V. e SAXENA, S. C. “Alternative methods of estimating potential output and the output gap: an application to Sweden”, Working Paper no. 59, **International Monetary Fund**, 2000. Retrieved from:

<http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=3506>

CHRISTIANO, L. e FITZGERALD, T. “The band pass filter”. Working Paper 9906, **Federal Reserve Bank of Cleveland**, 1999. Retrieved from: <http://www.nber.org/papers/w7257.pdf>.

COURTNEY, A. e COURTNEY, M. “Comments Regarding ‘On the Nature Of Science’”, **Physics in Canada**, 64 (3), 7-8, 2008. Retrieved from: <https://arxiv.org/ftp/arxiv/papers/0812/0812.4932.pdf>.

FRANK, R. H. **Microeconomics and behavior**. 3rd ed. New York: The McGraw-Hill Company, 1997.

GIORNO, Claude; RICHARDSON, P. ; ROSEVEARE, D. e NOORD, P. V. D. “Potential output, output gaps, and structural budget balances”, **Economic studies**, no.24, Organization for Economic Co-operation and Development, 1995. Retrieved from: <http://dx.doi.org/10.1787/18151973> e <http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/533876774515.pdf?expires=1489301830&id=id&accname=guest&checksum=C6E7F744B3B835FFBAE65139F8E514B0>

HODRICK, R. J. e PRESCOTT, E. C. “Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation”, **Journal of Money Credit and Banking**, 29, 1-16, 1997. Retrieved from: <https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/prescott-hodrick1997.pdf>.

HYNDMAN, R. J e KHANDAKAR, Y. “Automatic time series forecasting. The forecast package for R”. **Journal of Statistical Software**, 26(3), 2008. Retrieved from: <https://www.jstatsoft.org/article/view/v027i03> e <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v027.i03>.

KING, R. G e REBELO, S. T. “Low frequency filtering and real business cycles”. **Journal of Economic Dynamics and Control**. 17(1-2), 207-231, Jan. 1993. Retrieved from: [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1889\(06\)80010-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1889(06)80010-2).

LAZZARI, M. R. “Economia gaúcha dependente da agropecuária”. **Carta de Conjuntura FEE**, Porto Alegre, 21 (1), 1-2, 2012. Disponível em: <http://carta.fee.tche.br/article/economiagaucha-dependente-da-agropecuaria>.

MARSHALL, A. **Princípios de economia – tratado introdutório**. São Paulo: Nova Cultural, 1996. Tradução de Rômulo Almeida e Ottolmy Strauch. Coleção “Os Economistas”. Original de 1890.

MOHR, M. “A trend-cycle (-season) filter”. Working Paper series n. 499. **European Central Bank**. July 2005. Retrieved from:

<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp499.pdf?3d19bb6a9c9788986523bf91815908bd>

STULP, V. J. e ALVIM, A. M. “Eficiência técnica da produção agropecuária nas regiões do Rio Grande do Sul de 1975 a 2006”. **Planejamento e Políticas Públicas**, 43, Jul/Dez, 2014. Disponível em:

<http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/304>