

Ciclos Econômicos na Agricultura Brasileira

Cassiano Bragagnolo*, Geraldo Sant’Ana de Camargo Barros†

Conteúdo: 1. Introdução; 2. Agricultura Brasileira; 3. Modelo Teórico; 4. Método Econométrico; 5. Base de Dados, Calibração e Estimação do Modelo; 6. Resultados e Discussão; 7. Conclusão.

Palavras-chave: Ciclos Econômicos Reais, Choques de Produtividade, Agricultura Brasileira.

Códigos JEL: Q10, Q19, E32.

Este trabalho tem por objetivo analisar o papel dos choques de produtividade para a agricultura brasileira. Os choques de produtividade foram subdivididos em dois tipos, choques de produtividade advindos de avanços tecnológicos e choques não tecnológicos, devidos a variações climáticas. O referencial teórico tem como base um modelo de *Small Open Economy* fundamentado na teoria RBC. Na estimação do modelo fez-se uso de econometria bayesiana. Os resultados demonstram que um maior grau de endividamento do setor agrícola geraria um estoque de capital superior, o que poderia ter potencializado os choques de produtividade e melhorado o desempenho econômico da agricultura.

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

*Pesquisador do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/USP e Professor Doutor do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo – ESALQ/USP. E-mail: cassiano@usp.br

†Coordenador Científico do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/USP e Professor Titular do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo – ESALQ/USP. E-mail: gscbarro@usp.br



1. INTRODUÇÃO

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

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

O trabalho está dividido da seguinte forma. Na Seção 2, realizar-se-á uma breve revisão bibliográfica, na Seção 3 apresenta-se um modelo teórico para os ciclos econômicos da agricultura brasileira. Na quarta seção, Seção 4, far-se-á uma breve exposição do modelo econométrico utilizado. Na quinta seção, Seção 5, apresentam-se os dados utilizados, a calibração do modelo e as *prioris* bayesianas. Na sexta seção, Seção 6, apresentam-se os resultados e a discussão e, finalmente, na Seção 7, as Conclusões.

2. AGRICULTURA BRASILEIRA

Rezende (1986, 1988, 1989b,a)¹ em um conjunto de artigos da década de 1980 apresentou explicações para o comportamento da agricultura nos ciclos econômicos brasileiros. Observando o fato de que a recessão ocorrida nos anos 1980 não afetou a agricultura na mesma proporção que a indústria nacional, a principal preocupação do autor estava em buscar explicação para este bom desempenho da agricultura em relação às flutuações ocorridas na economia brasileira. Através das formulações teóricas propostas por Schultz (1945) e Johnson (1950), a principal explicação apresentada por Rezende (1986, 1988, 1989b,a) foi que, em decorrência do baixo desempenho da economia como um todo, o nível de emprego reduzia-se, baixando o custo de oportunidade marginal do trabalho. Assim, em razão da estabilidade do emprego rural, foi possível elevar a produção agrícola. Conforme Rezende (1986), nos anos 1970 a situação era oposta. A economia apresentava crescimento vigoroso, o que acabava por elevar o custo de oportunidade marginal do trabalho, reduzindo a oferta agrícola, principalmente, sob a pequena produção.

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

Capital e investimentos são importantes aspectos de qualquer atividade produtiva. De acordo com Alves e Araújo (2002), no caso da agricultura brasileira, a elevada disponibilidade de crédito público foi elemento característico durante as décadas de 1970 e 1980. De acordo com os autores esta fartura, certamente, influenciava as decisões de investimento dos agricultores. Com a redução desta abundância

¹As principais ideias dos referidos artigos encontram-se resumidas em Goldin e Rezende (1993).

de crédito a partir do final da década de 1980, segundo autores como Barros (1999) e Ferreira Filho e Costa (1999), houve mudança na dinâmica de investimentos de recursos na agricultura.

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

De acordo com Gasques e Bastos (2003), o crédito de investimento foi pequeno durante os anos 1980 e parte dos anos 1990, quando as taxas de inflação eram extremamente elevadas. No final dos anos 1990 e início dos 2000, o aumento da oferta de crédito para investimentos pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) possibilitou expansão da demanda de máquinas agrícolas e outros bens de capital na agricultura por meio de iniciativas do Governo como o Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras (Moderfrota). Gasques e Bastos (2003) aponta, ainda, que os desembolsos para crédito de investimento no período cresceram em proporção maior do que os desembolsos totais do crédito rural.

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

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

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

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

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



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

Conforme pode-se verificar na Tabela 1, a volatilidade do PIB agropecuário brasileiro foi maior que a do resto da economia em quase todos os períodos apresentados, com exceção de 1971-1980 e 2001-2009. No período como um todo (1947-2009) o produto agropecuário apresentou desvio padrão 32% superior ao não agropecuário, ao invés dos 100% sugerido pelos autores. No caso brasileiro, a maior volatilidade para o PIB não agropecuário ocorreu no subperíodo 1961-1970, enquanto que para o PIB agropecuário ocorreu no subperíodo 1981-1990.

Quanto ao fato destacado por Da-Rocha e Restuccia (2006) de que a agricultura não é correlacionada com o resto da economia, pode-se observar na Tabela 1 que a correlação das duas séries variou bastante ao longo das décadas em análise. A correlação mostrou-se negativa somente em dois subperíodos 1971-1980, quando foi de $-0,399$ e 2001-2009 quando foi de $-0,069$. De qualquer forma, a correlação entre o setor agrícola e o resto da economia foi baixa para o período como um todo ($0,191$). A maior correlação entre os dois setores ocorreu no subperíodo 1991-2000, quando foi de $0,555$.

Tabela 1: Desvio padrão dos ciclos do PIB real agropecuário e não agropecuário e correlação entre os ciclos do PIB real agropecuário e não agropecuário*

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

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

* os resultados apresentados referem-se a dados filtrados pelo filtro HP com parâmetro de suavização da série utilizado (λ) de 100.

3. MODELO TEÓRICO

Nesta seção apresenta-se o modelo RBC de *Small Open Economy* conforme proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2003). Em sua análise, que faz uso de modelos RBC para analisar o papel da agricultura na economia agregada, Da-Rocha e Restuccia (2006) utilizam um modelo de equilíbrio geral para a economia estruturado em dois setores, um agrícola e um não-agrícola. Diferentemente destes autores, neste trabalho, optou-se em propor uma estrutura de “equilíbrio parcial” em que o setor agrícola relaciona-se com o resto da economia por meio de troca de capitais. O modelo possui um único bem e não inclui o mercado monetário. Desta forma não inclui taxa de câmbio. A única diferença entre este modelo e o modelo básico RBC de Hansen (1985) é que este possui um mercado de títulos que permite a mobilidade de capital entre o setor em questão e os demais setores. Este mercado de títulos, também, tem o papel de fazer a inter-relação do setor agrícola brasileiro com o setor externo.

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

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

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

$$\phi = \frac{A \ln(1 - h_0)}{h_0} < 0 \quad (2)$$

Com $A > 0$, em que $0 < h_0 < 1$ é a quantidade de trabalho que cada família deve ofertar para o processo de produção se ela for uma das que forem escolhidas aleatoriamente para ofertar trabalho. A fração h_t/h_0 é a probabilidade de que uma determinada família seja escolhida para ofertar trabalho no período t .²

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

$$\frac{\kappa}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 \quad (3)$$

Desta forma, ajustes rápidos de capital são mais custosos. Os custos são simétricos, de forma que reduzir o capital é tão custoso quanto aumentar.³

Supondo que exista um conceito de risco na economia, então a taxa de juros paga em empréstimos extra setoriais⁴ é uma função crescente do débito total do setor B_t . Esta relação pode ser expressa por meio de uma função linear simples:

$$f_t^f = r^* - aB_t \quad (4)$$

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

Considerando os custos de ajustamento de capital, o risco de empréstimos extra setoriais e uma taxa de depreciação δ de capital, cada família se depara com a restrição orçamentária descrita pela eq. (5).

$$\begin{aligned} b_t + k_{t+1} + \frac{\kappa}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 + c_t \\ = w_t h_t + r_t k_t + (1 - \delta) k_t + (1 + r^* - B_{t-1}) b_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

O Lagrangiano do problema pode ser escrito de acordo com a eq. (6).

$$\mathcal{L} = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \ln c_t + \phi h_t \right\}$$

²A teoria RBC define um problema a ser resolvido por um planejador que, caso haja convexidade, coincide com as decisões individuais em um equilíbrio competitivo. Este conceito foi levado a níveis mais abstratos por Hansen (1985) no caso em que considera a indivisibilidade na oferta de trabalho, fazendo uso de loterias de Rogerson (1988) para restaurar convexidade. Se de fato essa ideia pode ser estendida para uma economia com empréstimos, conforme o modelo proposto, é uma questão que, ainda, carece de análise.

³Da forma como o modelo foi escrito, a reposição de capital depreciado não gera custos de ajustamento de capital.

⁴Conforme já mencionado, estes empréstimos extra setoriais além de incluir empréstimos de ou para outros setores incluem empréstimos de ou para o setor externo.



$$+ \left[w_t h_t + r_t k_t + (1 - \delta)k_t + (1 + r_t^f)b_{t-1} - b_t - k_{t+1} - \frac{\kappa}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 - c_t \right] \} \tag{6}$$

As condições de primeira ordem para a família incluindo a restrição orçamentária são dadas pelas eq. (7) a (10).

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_t} = \frac{1}{c_t} - \lambda_t = 0 \tag{7}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial h_t} = \phi + \lambda_t w_t = 0 \tag{8}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial k_{t+1}} = -\lambda_t (1 + \kappa (k_{t+1} - k_t)) + \beta E_t \lambda_t [r_{t+1} + (1 - \delta) + \kappa (k_{t+2} - k_{t+1})] = 0 \tag{9}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b_t} = -\lambda_t + \beta E_t \lambda_t (1 + r_t^f) = 0 \tag{10}$$

Admite-se que o produto é proveniente de uma função de produção com retornos constantes à escala. A função de produção agrícola tem como insumos o capital, o trabalho e terras. As flutuações do produto são provenientes de choques tecnológicos. O produto é dado pela eq. (11).

$$y_t = f(z_t, k_t, h_t) = e^{u_t} e^{z_t} k_t^\mu h_t^\theta \bar{t}^{1-\theta-\mu} \tag{11}$$

em que k_t é o insumo de capital físico, h_t é o insumo de trabalho, \bar{t} é uma oferta fixa de terras.⁵ O choque z_t é um parâmetro invariante de tecnologia em que z segue um processo autorregressivo AR(1) definido pela eq. (12).

$$z_{t+1} = \rho z_t + e_{t+1} \tag{12}$$

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

Assumindo que o mercado dos fatores é competitivo, têm-se as condições estabelecidas pelas eq. (13) e (14) para os salários (w_t) e renda sobre o capital (r_t).

$$r_t = \mu e^{u_t} e^{z_t} k_t^{\mu-1} H_t^\theta \bar{t}^{1-\theta-\mu} \tag{13}$$

$$w_t = \theta e^{u_t} e^{z_t} k_t^\mu h_t^{\theta-1} \bar{t}^{1-\theta-\mu} \tag{14}$$

Como as famílias são idênticas, têm-se como condições de agregação as igualdades (15) a (19).

⁵A inclusão de uma oferta fixa de terras na função de produção não tem nenhum impacto na dinâmica do modelo. Desta forma, considerou-se que a produtividade não afeta a quantidade de terras disponibilizada para a agricultura no curto prazo. A exemplo de Da-Rocha e Restuccia (2006), optou-se por incluir uma quantidade de terras fixa na função de produção por simplificação teórica e com a finalidade de normalização dos fatores na função de produção.

$$C_t = c_t \quad (15)$$

$$K_t = k_t \quad (16)$$

$$H_t = h_t \quad (17)$$

$$B_t = b_t \quad (18)$$

$$\bar{T} = \bar{t} \quad (19)$$

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

$$\begin{aligned} \phi &= -\frac{w_t}{C_t} \\ \frac{1}{\beta} &= E_t \frac{C_t}{C_{t+1}} (1 + r^* - aB_t) \\ \frac{1}{\beta} (1 + \kappa(K_{t+1} - K_t)) &= E_t \frac{C_t}{C_{t+1}} [r_{t+1} + (1 - \delta) + \kappa(K_{t+2} - K_{t+1})] \\ B_t + K_{t+1} + C_t &= w_t H_t + r_t K_t + (1 - \delta) K_t \\ &\quad - \frac{\kappa}{2} (K_{t+1} - K_t)^2 + (1 + r^*) B_{t-1} - aB_{t-1} \\ r_t &= \mu e^{u_t} e^{z_t} K_t^{\mu-1} H_t^\theta \bar{T}^{1-\theta-\mu} \\ w_t &= \theta e^{u_t} e^{z_t} K_t^\mu H_t^{\theta-1} \bar{T}^{1-\theta-\mu} \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned} \phi &= -\frac{\bar{w}}{\bar{C}} \\ \frac{1}{\beta} &= 1 + r^* - a\bar{B} \\ \frac{1}{\beta} &= \bar{r} + (1 - \delta) \\ \bar{C} &= \bar{w}\bar{H} + (\bar{r} - \delta)\bar{K} + (r^* - a\bar{B})\bar{B} \\ \bar{r} &= \mu \bar{K}^{\mu-1} \bar{H}^\theta \bar{T}^{1-\theta-\mu} \\ \bar{w} &= \theta \bar{K}^\mu \bar{H}^{\theta-1} \bar{T}^{1-\theta-\mu} \end{aligned}$$

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



$$\begin{aligned}
0 &= \bar{C}_t - \tilde{w}_t \\
0 &= \bar{C}_t - E_t \tilde{C}_{t+1} - \beta a \bar{B} \tilde{B}_t \\
0 &= \beta \bar{r} E_t \tilde{r}_{t+1} + \tilde{C}_t - E_t \tilde{C}_{t+1} + \beta \kappa \bar{K} E_t \tilde{K}_{t+2} - (1 - \beta) \kappa \bar{K} \tilde{K}_{t+1} + \kappa \bar{K} \tilde{K}_t \\
0 &= \bar{B} \tilde{B}_t + \bar{K} \tilde{K}_t + \bar{C} \tilde{C}_t - \bar{w} \bar{H} (\tilde{w}_t + \tilde{H}_t) - \bar{r} \bar{K} \tilde{r}_t - \frac{\bar{K}}{\beta} \tilde{K}_t \\
&\quad - ((1 + r^*) \bar{B} - 2a \bar{B}^2) \tilde{B}_{t-1} \\
0 &= u_t + z_t + (\mu - 1) \tilde{K}_t + (\theta) \tilde{H}_t - \tilde{r}_t \\
0 &= u_t + z_t + (\mu) \tilde{K}_t + (\theta - 1) \tilde{H}_t - \tilde{w}_t
\end{aligned}$$

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

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

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

4. MÉTODO ECONOMETRICO

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

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

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

5. BASE DE DADOS, CALIBRAÇÃO E ESTIMAÇÃO DO MODELO

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

5.1. Base de dados

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

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

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

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

5.1.1. Número de horas trabalhadas na agricultura

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

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

Para obter o número de horas trabalhadas por pessoa ocupada, tomou-se como base as tabelas divulgadas pela PNAD que apresentam o número de pessoas ocupadas, por grupos de horas habitualmente por semana no trabalho principal, para o ramo de atividades agrícolas. A partir destes dados obteve-se uma média ponderada para três faixas de horas trabalhadas, calculada na quantidade média de horas trabalhadas para a faixa central (44 horas) e através dos valores extremos para as outras duas faixas (39 e 49 horas).⁶ Este procedimento permitiu a obtenção de um índice de horas trabalhadas médias por pessoa.

5.1.2. Produto agrícola

O produto agrícola foi obtido somando-se a multiplicação da quantidade colhida de 18 produtos agrícolas pelos seus preços médios no período 1972-2009, descontando-se a seguir os gastos com insumos agrícolas.⁷

Os dados de produção agrícola foram obtidos a partir do Levantamento Sistemático da Produção Agropecuária (LSPA) disponibilizado pela Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM), realizada pelo IBGE.

⁶Existem diferenças ao longo dos anos na forma em que a tabela de horas trabalhadas é apresentada na PNAD. As tabelas foram ajustadas para todos os anos para três faixas de horas trabalhadas: até 39 horas, 40 a 48 horas, acima de 49 horas.

⁷Com o procedimento proposto pode-se obter o valor bruto da produção agrícola descontado dos gastos com insumos.



Estes 18 produtos utilizados para o cálculo do produto representam cerca de 94% da área total colhida no período.⁸

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

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

5.1.3. Investimento e Capital Agrícola

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

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

Com base no estoque de tratores calculou-se a série de valor do estoque de tratores em reais de 2009. Para isto, além da quantidade de tratores, utilizou-se a curva teórica de depreciação de tratores estimada por Barros (1999)⁹ e a média de preços de dez diferentes modelos de tratores novos no período entre 1999 e 2009 obtidas junto ao Departamento de Economia Rural (DERAL) da Secretaria da Agricultura e Abastecimento do Estado do Paraná (SEAB/PR).¹⁰ Com estas informações foi possível calcular preços para os tratores novos e usados. Multiplicando-se a quantidade de tratores com determinado tempo de uso pelo seu respectivo preço foi possível calcular os valores do estoque de tratores em reais para cada ano.

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

⁸As unidades de quantidade foram compatibilizadas com as de preços. Os produtos utilizados para o cálculo e suas respectivas unidades foram: banana (em cacho), cacau (em kg de amêndoa), café (em kg de grão), laranja (em cento), pimenta-do-reino (em kg), algodão (em caroço), amendoim (em kg e em casca), arroz (em kg e em m casca), batata-inglesa (em kg), cana-de-açúcar (em kg), cebola (em kg), feijão (em kg de grão), fumo (em kg de folha), mandioca (em ton.), milho (em kg de grão), soja (em kg de grão), tomate (em kg), e trigo (em kg de grão).

⁹A curva de depreciação teórica, estimada por Barros (1999), demonstra que o estoque de tratores tem depreciação anual entre 6% e 7%.

¹⁰Os dez modelos considerados no cálculo foram: Agrale 5080.4 (81 cv, 4×4) – Turbo, John Deere 5600 e 5615 (75 cv, 4×2), John Deere 5700 e 5715 (85 cv, 4×4), Massey Ferguson MF 283 (86 cv, 4×4), Valtra 785C (75 cv, 4×4), Valtra BM85 (85 CV) (4×4), John Deere 6300 e 6415 (100 cv, 4×4), John Deere 6600 e 6615 (121 cv, 4×4), Massey Ferguson MF 299 (130 cv, 4×4), New Holland 7630 S100 (103 cv, 4×4).

5.2. Calibração

Nesta seção discutem-se os parâmetros utilizados na calibração do modelo. Para a escolha dos parâmetros em modelos RBC, utiliza-se como fontes básicas para esses modelos estudos com microdados e observações relacionadas ao crescimento de longo prazo. No caso brasileiro, o problema básico se deve ao fato de não existirem muitos estudos que se valem deste tipo de análise. De acordo com Magalhães (2005), os autores brasileiros envolvidos com pesquisa em ciclos econômicos acabam tendo de recorrer a valores usados para a economia norte-americana, sendo este procedimento mais comum para o caso de parâmetros tecnológicos.¹¹ Neste trabalho, alguns parâmetros foram selecionados a partir dos resultados de pesquisas existentes na literatura, enquanto outros foram calibrados de modo que o estado estacionário determinístico do modelo fosse compatível com fatos da economia agrícola brasileira.

O parâmetro r^* da equação de empréstimos extra setoriais foi inicialmente calibrado para que a economia no estado estacionário apresentasse valores para os empréstimos extra setoriais próximos a zero. Adicionalmente, calibrou-se o parâmetro para que os empréstimos extra setoriais concedidos representassem, em uma primeira situação, 15% e 30% do produto gerado, bem como em uma segunda situação, os empréstimos extra setoriais tomados representassem as frações de 15% e 30% do produto gerado, ambos no estado estacionário. Este procedimento foi adotado a fim de avaliar uma mudança na situação inicial, podendo-se, desta forma, analisar situações em que o setor fosse credor líquido e devedor líquido em relação ao resto da economia. Assim, utilizou-se para o parâmetro r^* os valores 0,010, 0,030, 0,053, 0,075 e 0,095 para simular as situações iniciais propostas.

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

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

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

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

Não existem referências a valores para o parâmetro A em aplicações agrícolas disponíveis na literatura, da forma como definido neste trabalho.¹² McCandless (2008) utiliza para o parâmetro A o valor 2

¹¹Segundo Magalhães (2005), um problema decorrente deste procedimento é a inadequação dos parâmetros à economia brasileira. De acordo com o autor, considerar os mesmos parâmetros de calibração para as economias brasileira e americana – especialmente no que diz respeito a parâmetros relacionados ao choque tecnológico que é a fonte básica de ciclos nesses modelos – equivale à suposição implícita de que existe um mesmo grau de desenvolvimento tecnológico entre economias distintas. Hansen (1997) demonstra que, dependendo como o processo estocástico do choque tecnológico é modelado, podem ocorrer diferenças consideráveis em termos dos resultados obtidos.

¹²Da-Rocha e Restuccia (2006) utilizam uma definição um pouco diferente do parâmetro A para uma amostra de países da OCDE. Embora a forma como o parâmetro é definido seja diferente, pode-se aproximar o valor considerado pelos autores para que seja comparável com o definida neste trabalho. Neste sentido, o valor do parâmetro A seria de aproximadamente 1,78.



para a economia americana. Ellery Jr. et alii (2002) utilizam um valor de 2,29 para a economia brasileira. Kanczuck e Farias Jr (2000) utilizam um valor de 1,7 para a mesma variável para o setor industrial. Neste trabalho, este parâmetro foi calibrado para que gerasse relação capital/produto e investimento/produto, em estado estacionário, próximas ao observável empiricamente, respectivamente de pouco mais que 3 e 0,2, bem como um número de horas trabalhadas no estado estacionário próximo a 0,33. Para obter os valores citados no estado estacionário, utilizou-se neste trabalho um valor para A de 1,2.

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

Bragagnolo et alii (2010) estimaram uma função de produção do tipo translog para a agropecuária brasileira, por meio de um modelo de fronteira estocástica com dados em painel utilizando os Censos agropecuários de 1975, 1985, 1995 e 2005. Os resultados apontaram que a participação, com soma normalizada para um, do capital no produto agrícola foi de 39,2%, a participação do trabalho no produto agrícola foi de 24,3% e a participação da terra foi de 36,5%. Neste trabalho adotaram-se valores para a participação do capital na renda (μ) de 0,4, do trabalho (θ) de 0,25 e da terra ($1 - \mu - \theta$) de 0,35.

Para o parâmetro ρ utilizou-se o valor 0,5. Este valor não difere muito do proposto por Ellery Jr. et alii (2002) para a economia brasileira e é compatível com o cálculo do resíduo de Solow para a economia agrícola brasileira.¹³

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

Tabela 2: Resumo dos parâmetros obtidos na literatura

Parâmetro	Valor	Fonte
μ	0,45	Bragagnolo et alii (2010)
θ	0,25	Bragagnolo et alii (2010)
δ	6,75%	Barros (1999)
h_0	0,583	Da-Rocha e Restuccia (2006)

Fonte: Resultados da pesquisa.

5.3. de Prioris

Para o cálculo do resíduo de Solow setorial agrícola, foram utilizados os fatores de produção capital, trabalho e terras medidos por meio da função descrita por Bragagnolo et alii (2010). Também por meio de Bragagnolo et alii (2010) calculou-se a variação da PTF com base nas séries de dados apresentadas, acumulando-se em seguida estas variações para obter-se a PTF em índice.¹⁴

Desta forma, seguindo a proposta de Da-Rocha e Restuccia (2006), a definição dos choques de produtividade foi baseada em uma observação para a economia agrícola brasileira. A correlação entre as variações de emprego e produto filtradas pelo filtro HP é negativa, (-0,19).¹⁵ Esta observação sugere

¹³A obtenção do resíduo de Solow setorial é descrito brevemente na subseção 4.5.3.

¹⁴Utilizou-se o valor do estoque de tratores (em R\$), o número de trabalhadores, a área colhida (em ha) e o valor bruto da produção (em R\$). As participações do capital, do trabalho e da terra no produto foram os mesmos apontados por Bragagnolo et alii (2010).

¹⁵Da-Rocha e Restuccia (2006) observaram que para a economia americana, a correlação emprego/produto na agricultura é positiva, porém bastante baixa (0,09).

Tabela 3: Resumo dos parâmetros calibrados para a economia agrícola brasileira

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

que os choques afetam o produto de forma diferente que afetam o emprego do setor. Choques de efeito transitório como os provenientes de variações climáticas podem ter este efeito. Choques de tecnologia (PTF), por outro lado, possuem efeitos mais persistentes. Devido a estas observações, assumiu-se, à exemplo de Da-Rocha e Restuccia (2006), dois componentes para o processo estocástico dos choques que afetam a economia agrícola, sendo o primeiro de natureza persistente denominado choque de produtividade total dos fatores – PTF (e) que está mais relacionado a mudanças de tecnologia e o segundo de natureza transitória denominado choque de produtividade agrícola (u), estando mais relacionado a choques de produtividade devido à variações climáticas. Estes choques serão estimados, por meio do modelo proposto, para que as variáveis observáveis – número de horas trabalhadas e investimento – atinjam a volatilidade observada empiricamente.¹⁶

Para as de *prioris* das médias dos desvios padrões dos choques propostos utilizaram-se valores idênticos. As médias dos desvios padrões dos choques de produtividade tecnológicos (σ_e) e de outros choques de produtividade (σ_u) foram fixados em 0,05 com base nos resultados provenientes da análise realizada por Bragagnolo et alii (2010). Os desvios padrões dos choques propostos foram compatível com os dados provenientes do cálculo da PTF para a economia agrícola brasileira. A função de densidade das de *prioris* seguiu a proposta de An e Schorfheide (2007).

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

Na Tabela 4 e na Figura 1 são apresentados os parâmetros e a forma das de *prioris* utilizadas no cálculo do modelo para todos os valores de r^* .

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A estimação do modelo foi feita a partir dos dados apresentados na subseção 5.1 para investimento (I) e número de horas trabalhadas (H). O modelo foi estimado, apenas, com base nestas duas variáveis,

¹⁶Da-Rocha e Restuccia (2006) consideraram que os choques climáticos não afetam a decisão de trabalho na agricultura, pois ocorrem em um período posterior a esta decisão. Esta hipótese não é feita neste trabalho.

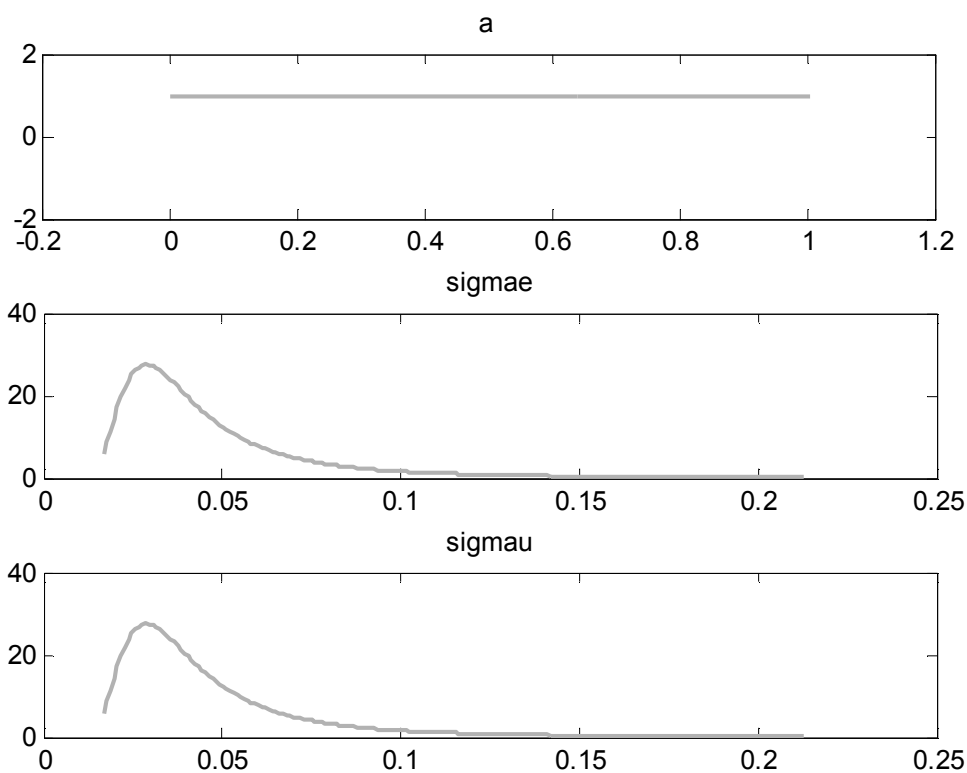


Tabela 4: Distribuições à priori dos parâmetros do modelo

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 1: de Priors



Fonte: Resultados da pesquisa.

pois para evitar singularidade estocástica, são necessários número de choques iguais ao número de variáveis observadas (Canova, 2007).¹⁷ A amostra compreende o período entre 1972 e 2009.

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

Na Tabela 5 e na Figura 2, são apresentadas as distribuições à de *priori* e à de *posteriori* dos parâmetros do modelo, bem como o intervalo de confiança de 90% para a média à de *posteriori*, donde se conclui que as de *prioris* para os choques (σ_e e σ_u) estão muito próximos aos resultados obtidos para as de *posteriores*, enquanto que o mesmo não ocorre para o parâmetro a .

Tabela 5: Distribuições à de *priori* e à de *posteriori* dos parâmetros do modelo

Parâmetro	Valor de r^*	Média à <i>priori</i>	Média à <i>posteriori</i>	Intervalo de confiança (90%)	
σ_e	$r^* = 0,030$	0,05	0,0462	0,0157	0,0798
	$r^* = 0,053$	0,05	0,046	0,0148	0,103
	$r^* = 0,075$	0,05	0,0494	0,0147	0,0871
σ_u	$r^* = 0,030$	0,05	0,0479	0,0156	0,0844
	$r^* = 0,053$	0,05	0,0457	0,0156	0,0782
	$r^* = 0,075$	0,05	0,0498	0,0149	0,0892
a	$r^* = 0,030$	0,5	0,2568	0,233	0,2811
	$r^* = 0,053$	0,5	0,1759	0,156	0,1826
	$r^* = 0,075$	0,5	0,1339	0,1242	0,1445

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Tabela 6 são apresentadas a decomposição da variância das variáveis do modelo entre choques de PTF e produtividade agrícola para as variáveis do modelo.¹⁸ Na simulação foram induzidos choques temporários no sistema de natureza transitória – produtividade agrícola e de natureza persistente – PTF, sendo possível verificar a contribuição de cada tipo de choque para as variáveis observáveis – capital (K) e número de horas trabalhadas (H) – e simuladas pelo modelo – produto (Y), investimento (I), empréstimos extra setoriais (B), consumo (C), salários (w) e renda sobre o capital (r).

Conforme pode-se verificar na Tabela 6, a decomposição da variância do produto foi de 47,11% para o choque de PTF e 52,89% para o choque de produtividade agrícola para o modelo com $r^* = 0,053$. No modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância do produto foi de 47,21% para o choque de PTF e 52,79% para o choque de produtividade agrícola. O modelo com $r^* = 0,075$ apresentou decomposição da variância do produto muito próximo ao modelo com $r^* = 0,053$, de 47,12% para o choque de PTF e 52,88% para o choque de produtividade agrícola. Desta forma, de acordo com o modelo, a variação do produto ao longo do período em análise estaria relacionada, em proporções similares, tanto a choques de PTF, de comportamento mais persistente, quanto a outros choques de produtividade agrícola, de comportamento mais transitórios, o que demonstra a importância da PTF nas oscilações de curto prazo.

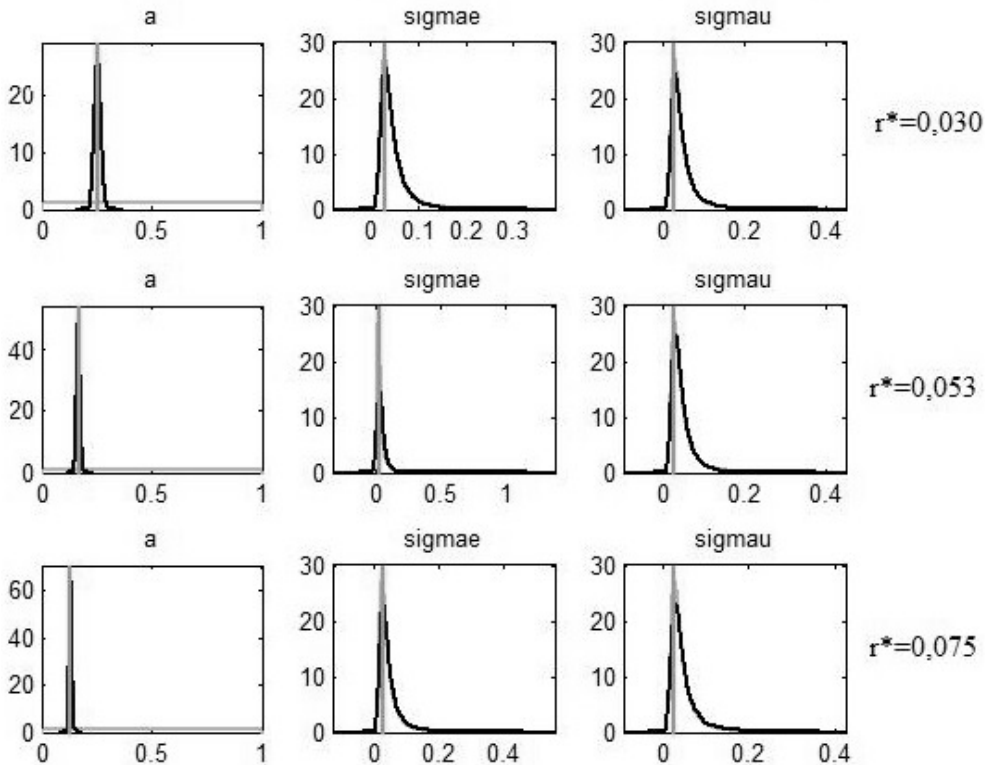
A decomposição da variância do número de horas trabalhadas média do período foi de 36,48% para o choque de PTF e 63,52% para o choque de produtividade agrícola no modelo com $r^* = 0,053$. No

¹⁷ Como incluíram-se choques exógenos de PTF e de produtividade agrícola, foi possível inserir no modelo, apenas, duas variáveis observáveis.

¹⁸ A decomposição da variância é apresentada no Apêndice D.



Figura 2: *Prioris e posterioris* dos modelos com $r^* = 0,095$, $r^* = 0,075$, $r^* = 0,053$, $r^* = 0,030$ e $r^* = 0,010$



Fonte: Resultados da pesquisa.

modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância do número de horas trabalhadas foi similar ao modelo anterior, de 35,27% para o choque de PTF e 64,73% para o choque de produtividade agrícola. O modelo com $r^* = 0,075$ apresentou decomposição da variância do número de horas trabalhadas de 37,31% para o choque de PTF e 62,69% para o choque de produtividade agrícola. Este resultado indica que a maior parte da variância do número de horas trabalhadas está relacionada a choques de produtividade agrícola e não a choques de PTF. Assim, a adoção de novas tecnologias não é o principal fator que move as oscilações do emprego agrícola. Estas oscilações seriam explicadas por fatores não relacionados a tecnologia como frustrações de safras e demanda de serviços por outros setores da economia.

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

Tabela 6: Decomposição da variância das variáveis do modelo devido a choques exógenos de PTF (e) e de produtividade agrícola (u)

Variáveis	Valor de $r^* = 0,030$		Valor de $r^* = 0,053$		Valor de $r^* = 0,075$	
	percentagem devido à		percentagem devido à		percentagem devido à	
	PTF (e)	produtividade agrícola (u)	PTF (e)	produtividade agrícola (u)	PTF (e)	produtividade agrícola (u)
Capital (K)	73,67	26,33	76,59	23,41	78,28	21,72
Empréstimos extra setoriais (B)	33,01	66,99	35,38	64,62	36,75	63,25
Consumo (C)	65,12	34,88	67,39	32,61	68,6	31,4
Renda sobre o capital (r)	47,84	52,16	47,94	52,06	48,04	51,96
Salários (w)	65,12	34,88	67,39	32,61	68,6	31,4
Número de horas trabalhadas (H)	35,27	64,73	36,48	63,52	37,31	62,69
Investimento (I)	68,79	31,21	73	27	75,45	24,55
Produto (Y)	47,21	52,79	47,11	52,89	47,12	52,88

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

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

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



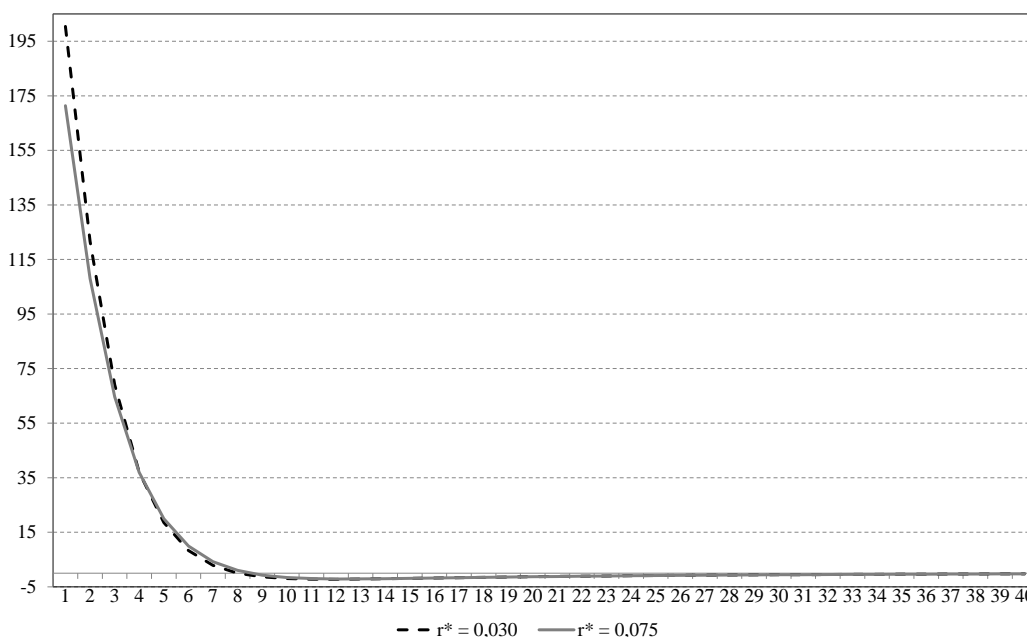
Para a renda sobre o capital, a decomposição da variância foi de 47,84% para o choque de PTF e 52,16% para o choque de produtividade agrícola no modelo com $r^* = 0,053$. No modelo com $r^* = 0,030$, a decomposição da variância da renda sobre o capital foi de 47,94% para o choque de PTF e 52,06% para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

As funções de impulso resposta aos choques de PTF do modelo são apresentadas nas Figuras 3 a 7 para os três valores de r^* pré-estabelecidos. Na análise do modelo buscou-se avaliar as variáveis produto, trabalho, as que afetam o estoque de capital, além do próprio estoque de capital.

Na Figura 3 pode-se avaliar a resposta do investimento a um choque de PTF para dois valores de r^* . O investimento tem variação correspondente a 200% e 171% do choque no primeiro período, para os modelos com $r^* = 0,030$ e $r^* = 0,075$, respectivamente. No segundo e no terceiro período as respostas são de cerca 122% e 69% para o modelo com $r^* = 0,030$ e de 108% e 64% para o modelo com $r^* = 0,075$. O comportamento dos choques para $r^* = 0,053$ tem comportamento intermediário entre os dois descritos. Nos períodos subsequentes os choques iniciais dissipam-se até atingir zero, com comportamento bastante próximos para os três valores de r^* propostos.

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

Figura 3: Efeito no investimento relativo a um choque exógeno de PTF (e)

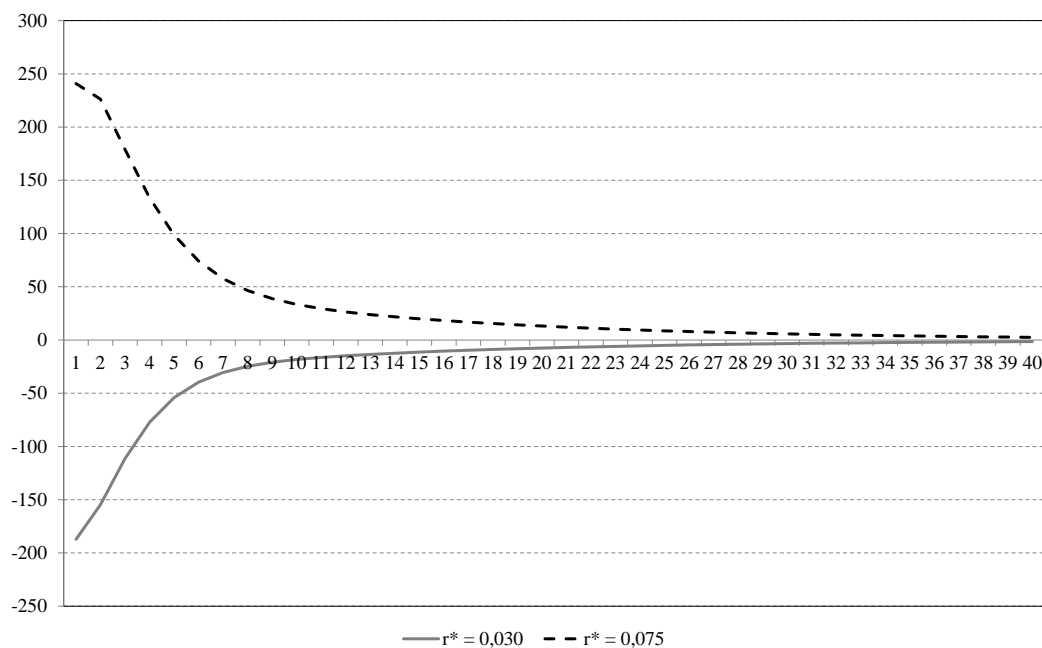


Na Figura 4 pode-se avaliar a resposta do empréstimo extra setorial a um choque de PTF para os modelos com $r^* = 0,030$ e $r^* = 0,075$. O empréstimo extra setorial tem variação equivalente a cerca de 240% deste choque no primeiro período para o modelo com $r^* = 0,075$. No décimo período a resposta, ainda, é de cerca de 33% do choque inicial. Para o modelo com $r^* = 0,030$, o empréstimo

extra setorial tem variação equivalente a cerca de -187% do choque inicial ocorrido no primeiro período. No décimo período, a resposta ao choque inicial ainda é significativa de cerca de -18% .

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

Figura 4: Efeito no empréstimo extra setorial relativo a um choque exógeno de PTF (e)



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

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

A curva de resposta do número de horas trabalhadas com relação a um choque de PTF difere pouco em relação ao valor de r^* adotado. Conforme pode ser visto na Figura 6 choques de PTF (e) com um desvio padrão levam a respostas no número de horas trabalhadas de 65% a 75% deste choque no primeiro período, dependendo do valor de r^* considerado. A partir do terceiro período a resposta é negativa, para depois, nos períodos subsequentes, zerar lentamente.

Embora o choque de PTF tenha efeito positivo sobre o trabalho em um primeiro momento, a partir do quarto período ele é negativo. Este resultado pode estar relacionado com a forma funcional adotada para a desutilidade do trabalho apresentada nas equações (1) e (2).



Figura 5: Efeito no capital relativo a um choque exógeno de PTF (e)

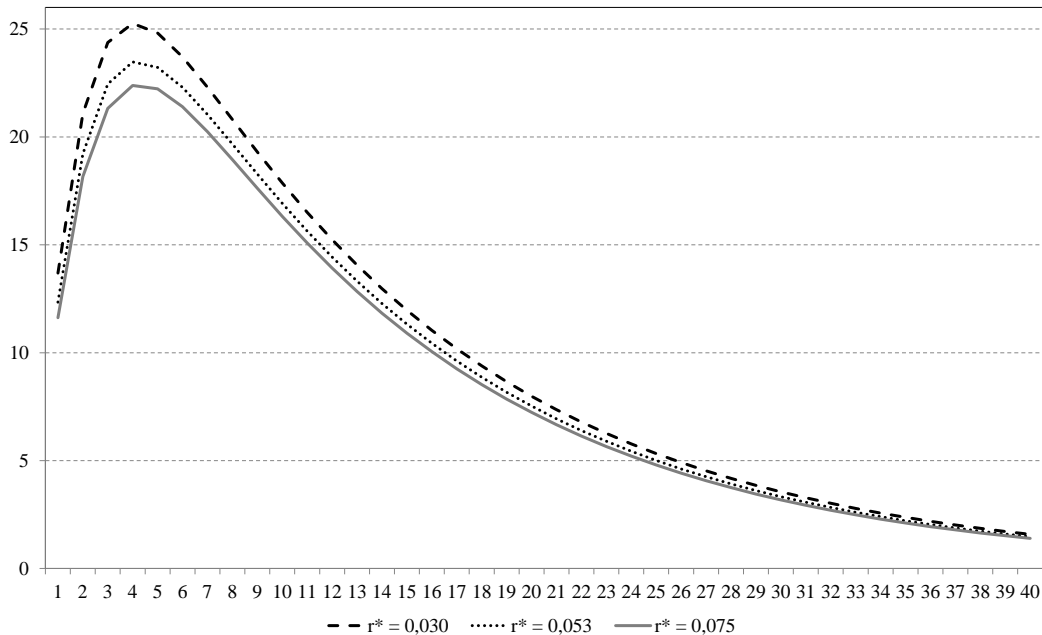
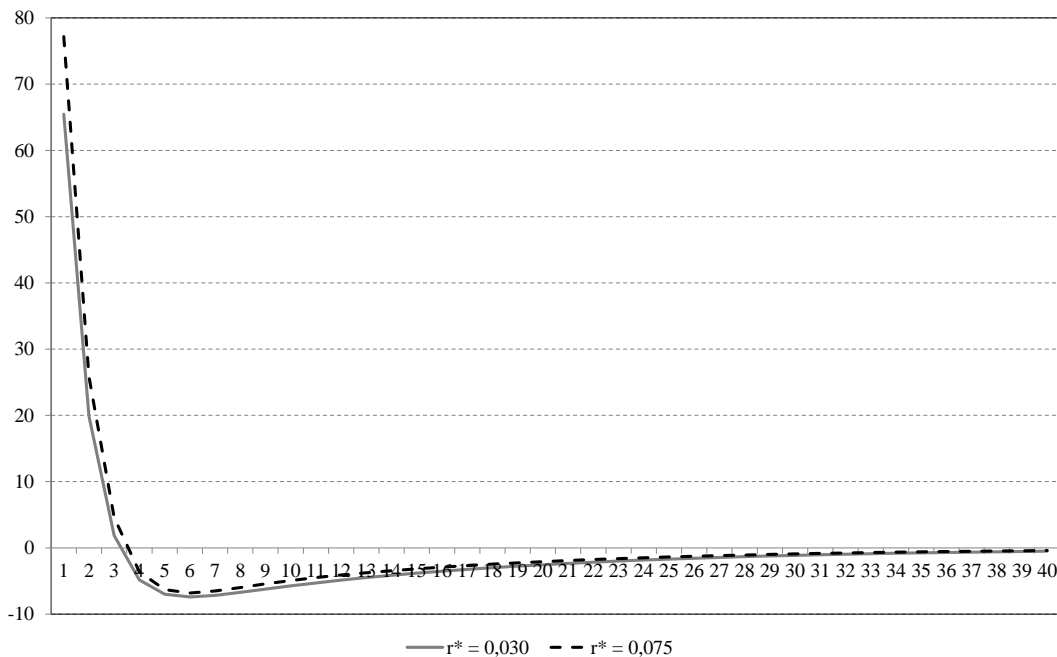
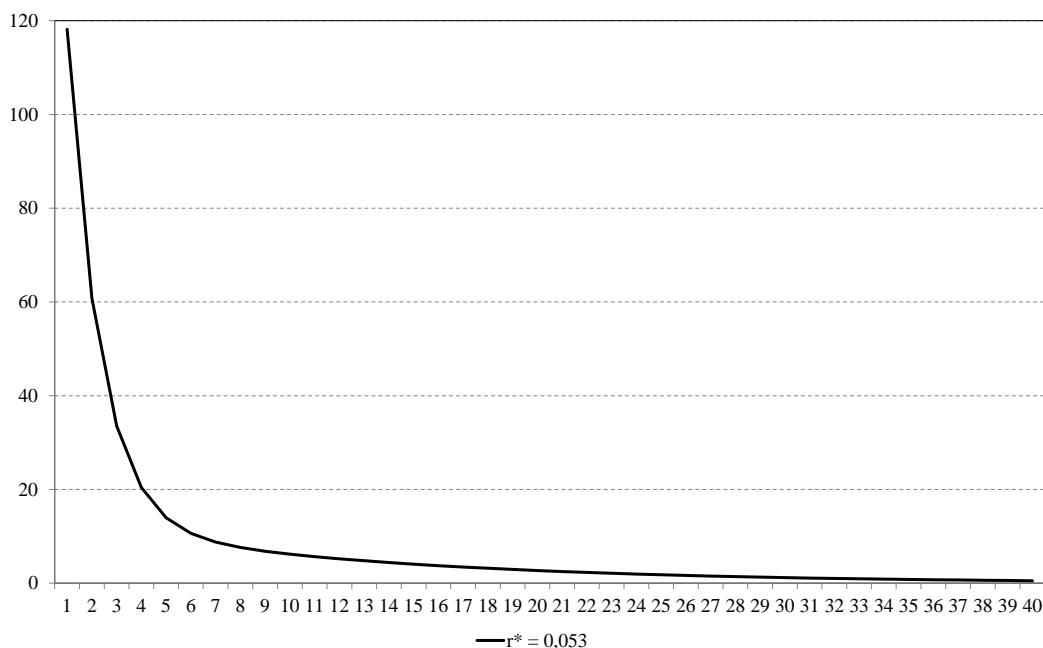


Figura 6: Efeito no número de horas trabalhadas relativo a um choque exógeno de PTF (e)



Na Figura 7 pode-se avaliar a resposta do produto a um choque de PTF com $r^* = 0,053$. O produto tem variação equivalente a cerca de 120% deste choque no primeiro período. No segundo e no terceiro período a resposta é de aproximadamente 60% e 33% do choque inicial, respectivamente, para nos períodos seguintes dissipar-se lentamente até atingir zero. A resposta do produto a um choque de PTF no modelo com $r^* = 0,030$ foi ligeiramente superior a dos demais modelos. Assim, quando considerou-se o setor como sendo devedor líquido em estado estacionário os choques de produtividade levam a uma resposta maior na oscilação do produto, porém pouco superior aos demais casos considerados. Este resultado se deveria à maior acumulação de capital no modelo citado.

Figura 7: Efeito no produto relativo a um choque exógeno de PTF (e)



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

Conforme pode-se observar nas simulações apresentadas na Tabela 7 feitas com base no modelo de ciclos apresentado na Seção 3,¹⁹ um maior grau de endividamento da economia agrícola gera ciclos econômicos mais acentuados para o produto, que somados ao crescimento exógeno de estado estaci-

¹⁹Além dos casos apresentados anteriormente com $r^* = 0,03$, $r^* = 0,053$ e $r^* = 0,075$, incluíram-se os casos em que $r^* = 0,01$, $r^* = 0,095$ e $r^* = 0,115$ para melhor ilustrar os resultados.



onário do modelo permitiriam que ocorresse uma maior taxa de crescimento anual do produto para o período compreendido entre 1973 e 2009. Uma economia sem dívidas ou créditos gerou um crescimento do produto da ordem de 2,77%. Uma economia com grau de endividamento correspondente a 30% do produto, por sua vez, gerou crescimento ligeiramente superior a 3,00%, enquanto que uma economia com endividamento equivalente a 15% do produto gerou um crescimento de 2,78%. Enquanto economias endividadas geram crescimento do produto superiores, uma economia credora líquida gera ciclos pouco inferiores, sem grandes alterações na taxa de crescimento do produto.

Tabela 7: Taxa de crescimento do produto de acordo com a variação da relação dívida/produto – 1973 a 2009

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

7. CONCLUSÃO

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

Com relação ao padrão de emprego agrícola, o choque de PTF tem efeito inferior ao de produtividade agrícola. Um choque de PTF leva a uma resposta no número de horas trabalhadas de 65% a 75% deste choque no primeiro período. A partir do quarto período a resposta dos choques acumulados é negativa. Este resultado demonstrou que a oscilação no trabalho agrícola estaria mais relacionada a fatores conjunturais (o que inclui a demanda por mão de obra advinda de outros setores econômicos) do que a choques de produtividade.

Diferentes valores iniciais de r^* , que levam a estados estacionários distintos, induziram à obtenção de funções de impulso resposta diferentes para as variáveis do modelo. Esta diferença, porém, é claramente mais acentuada para o estoque de capital e para os empréstimos extra setoriais. A estimação dos choques de PTF e de produtividade agrícola pelo método bayesiano, por sua vez, não sofreu grande alteração em função da variação do parâmetro r^* . Por outro lado, a inclinação da função de empréstimos extra setoriais mudou de maneira significativa, dependendo do valor de r^* adotado, o que demonstra uma relativa sensibilidade do modelo com relação a este parâmetro. Como consequência, estes dife-

rentes estados estacionários iniciais somados as oscilações do produto levaram a taxas de crescimento distintas. Enquanto no caso em que o setor era credor líquido (30% do produto) a taxa de crescimento anual do produto girava em torno de 2,7%, no caso em que o setor passa a ser devedor líquido (30% do produto) a taxa de crescimento do produto chega a ser de até 3,0% ao ano. No acumulado do período, o produto agrícola seria 26% maior no segundo caso.

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

No presente trabalho o choque de PTF tem efeito positivo sobre o trabalho em um primeiro momento e é negativo a partir do quarto período. Este resultado pode estar relacionado com a forma funcional adotada para a desutilidade do trabalho apresentada nas equações (1) e (2) na Seção 3. Neste sentido, cabe ressaltar que quando se utiliza uma função de utilidade para a decisão da alocação de tempo entre lazer e trabalho baseada em Rogerson (1988), como a proposta neste trabalho, existe uma indivisibilidade do trabalho, na qual as pessoas ou trabalham um tempo fixo ou não trabalham tempo algum. Prescott e Wallenius (2012) destacam que em tal quadro, a elasticidade de substituição da mão de obra para a economia agregada é independente da elasticidade de substituição implícita nas funções individuais de utilidade verificadas empiricamente por meio de microdados. Além disso, a oferta de trabalho agregada se torna muito mais elástica do que no caso que se considera o trabalho divisível.

BIBLIOGRAFIA

- Alves, A. F. & Araújo, P. F. C. (2002). Investimentos na agricultura brasileira: Estimativas alternativas de 1980 a 1998. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 40:755–768.
- Amaral, C. M., Barros, G. S. C., & Amaral, V. B. (1983). Pressões de demanda sobre a agricultura brasileira. *Estudos Econômicos*, 13:309–322.
- An, S. & Schorfheide, F. (2007). Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric Reviews*, 26:113–172.
- ANFAVEA (2011). Anuários estatísticos. Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/anuario.html>. Acesso em: 01 jul. 2011.
- Araújo Jr, E. A., Cunha, A. B., & Carpena, L. C. (2008). Brazilian business cycles and growth from 1850 to 2000. *Estudos Econômicos*, 38:557–581.
- Barros, A. L. M. (1999). *Capital, produtividade e crescimento na agricultura: O Brasil de 1970-1995*. Doutorado em economia aplicada, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Barros, G. S. C. (1981). Investimento em tratores agrícolas no Brasil. Tese (Livre-docência) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Bragagnolo, C., Spolador, H. F. S., & Barros, G. S. C. (2010). Regional Brazilian agriculture TFP analysis: A stochastic frontier analysis approach. *Revista EconomiA*, 11:217–242.
- Canova, F. (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton University Press, Princeton.
- Da-Rocha, J. M. & Restuccia, D. (2006). The role of agriculture in aggregate business cycles. *Review of Economic Dynamic*, 9:455–482.



- Ellery Jr, R., Gomes, V., & Sachsida, A. (2002). Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 56:269–308.
- Ferreira Filho, J. B. S. & Costa, A. C. F. A. (1999). O crescimento da agricultura e o consumo de máquinas agrícolas no Brasil. In SOBER, editor, *Anais do Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Foz do Iguaçu.
- FGVDADOS (2011). Fundação Getulio Vargas. Disponível em: <http://www.fgvdados.com.br/>. Acesso em: 16 jun.2011.
- Gasques, J. G. & Bastos, E. T. (2003). Crescimento da agricultura. *Boletim de Conjuntura*, 60:85–93.
- Gasques, J. G., Bastos, E. T., Bacchi, M. R. P., & Valdes, C. (2010). Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: Análise dos dados dos Censos Agropecuários. In ANPEC, editor, *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Salvador.
- Goldin, I. & Rezende, G. C. (1993). *Agricultura Brasileira na Década de 90: Crescimento numa Economia em Crise*. IPEA, Rio de Janeiro.
- Hansen, G. D. (1985). Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 16:309–327.
- Hansen, G. D. (1997). Technical progress and aggregate fluctuations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21:1005–1023.
- IBGE (2011). Sistema de Recuperação Automática – SIDRA. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/>. Acesso em: 15 jan. 2011.
- IPEADATA (2011). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 15 jan. 2011.
- Johnson, D. G. (1950). The nature of the supply function for agricultural products. *American Economic Review*, 40:539–564.
- Kanczuck, F. & Farias Jr, F. (2000). Ciclos reais para a indústria brasileira? *Estudos Econômicos*, 30:335–350.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50:1345–70.
- Lubik, T. & Schorfheide, F. A. (2005). Bayesian look at new open economy macroeconomics. In Gertler, M. & Rogoff, K., editors, *NBER Macroeconomics Annual 2005*, volume 20, chapter 5, pages 313–366. The University of Chicago Press, Chicago.
- Magalhães, M. A. (2005). Equilíbrio e ciclos. *Revista de Economia Contemporânea*, 9:269–308.
- McCandless, G. (2008). *The ABCs of RBCs: An Introduction to Dynamic Macroeconomic Models*. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts and London.
- PARANA (2011). Preços. Secretaria da Agricultura e do Abastecimento. Disponível em: <http://www.pr.gov.br/seab/>. Acesso em: 25 jun. 2011.
- prescott, E. C. & Wallenius, J. (2012). Aggregate labor supply. *Quarterly Review*, 35:1–18. Federal Reserve Bank of Minneapolis.

- Rezende, G. C. (1986). Crescimento econômico e oferta de alimentos no Brasil. *Revista de Economia Política*, 6:64–81.
- Rezende, G. C. (1988). Ajustes externos e agricultura no Brasil 1981-86. *Revista Brasileira de Economia*, 42:101–137.
- Rezende, G. C. (1989a). Agricultura e ajuste externo no Brasil: Novas considerações. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 19:553–578.
- Rezende, G. C. (1989b). Política econômica e a agricultura na década de 80. In SOBER, editor, *Anais do Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba.
- Rogerson, R. (1988). Indivisible labor, lotteries and equilibrium. *Journal of Monetary Economics*, 21:3–16.
- Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *International Economics*, 6:163–185.
- Schultz, T. W. (1945). *Agriculture is an Unstable Economy*. McGraw Hill, New York.