

# Produtividade total dos fatores no crescimento da agropecuária brasileira<sup>1</sup>

Carlos Alberto Gonçalves da Silva<sup>2</sup>  
Léo da Rocha Ferreira<sup>3</sup>

**Resumo** – O artigo examina os efeitos do crédito rural, dos gastos com pesquisa e das exportações agropecuárias sobre a produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira para o período 1975–2011. As propriedades de integração e cointegração das séries usadas no modelo foram consideradas na análise, bem como a análise de decomposição de variâncias e a análise de funções de resposta a impulso. Para os coeficientes estimados de curto prazo das variáveis explicativas, os sinais positivos estão coerentes com o processo de modernização da agropecuária brasileira. Os resultados obtidos mostraram que as variáveis são cointegradas; ainda assim, as elasticidades de longo prazo de crédito rural e dos gastos com pesquisa são menores do que a unidade, ou seja, são relativamente inelásticas. O coeficiente de ajuste estimado indica que proporção do desequilíbrio de curto prazo da produtividade total dos fatores na agropecuária brasileira é corrigida no período seguinte. Assim, o valor de  $-0,0532$  estabelece que aproximadamente 5,3% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, é corrigida lentamente a cada ano.

**Palavras-chave:** agricultura brasileira, cointegração, modelo VAR.

## Total factor productivity in the growth of Brazilian agriculture

**Abstract** – The paper examined the effects of rural credit, research expenditures and agricultural exports on the total factor productivity of Brazilian agriculture for the 1975–2011 periods. The integration and co-integration properties of the time series used in the model, as well as the variance decomposition and the response impulse function were considered in the analysis. The positive signs of the short run estimated coefficients of the model variables are coherent to the undergoing modernization process of Brazilian agriculture. The results showed that the variables are co-integrated, nevertheless, the rural credit and research expenditures long run elasticities were less than one, *i.e.*,

<sup>1</sup> Original recebido em 25/11/2014 e aprovado em 19/2/2016.

<sup>2</sup> Doutor em Engenharia da Produção, professor visitante da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). E-mail: carlos.silva@uerj.br/gon7silva@gmail.com

<sup>3</sup> Ph.D. em Economia Aplicada, professor titular da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). E-mail: leorochoa@uerj.br

relatively inelastic. The estimated adjusted coefficient indicates the amount of the disequilibrium proportion of the total factor productivity of Brazilian agriculture that is corrected in the following period. Hence, the value of - 0.0532 established that, approximately, 5.3% of the discrepancy between the effective value and the long run value, or of equilibrium, were slowly corrected for each year.

**Keywords:** Brazilian agriculture, cointegration, VAR model.

## Introdução

A produtividade total dos fatores (*PTF*) na agricultura brasileira em 1975–2011 cresceu significativamente. Esse índice passou de 100 em 1975 para 363,15 em 2011 (Tabela 1). Em todos os anos analisados, o índice do produto é maior que o índice dos insumos. A trajetória crescente da *PTF* é importante sinal da magnitude e até mesmo da velocidade com que as mudanças têm ocorrido na agricultura.

**Tabela 1.** Índices do produto, dos insumos e da produtividade total dos fatores (*PTF*) em 1975–2011.

Ano	Índice agregado do produto	Índice agregado dos insumos	Produtividade total dos fatores ( <i>PTF</i> )
1975	100,00	100,00	100,00
1980	125,22	99,36	126,03
1985	158,00	121,97	129,54
1990	165,06	116,08	142,20
1995	196,58	117,43	167,40
2000	232,74	114,01	204,14
2005	307,85	126,44	243,48
2011	395,50	108,91	363,15

Fonte: Gasques et al. (2012).

A agricultura brasileira passou por um processo de modernização durante as décadas de 1970, 1980 e 1990, resultado de diversas políticas governamentais, em que se destacam o crédito subsidiado, a pesquisa e a extensão rural. A década de 1990, apesar de uma sensível redução do crédito rural, foi marcada pelo excelente desempenho da produção agropecuária.

Na literatura atual, há uma discussão em relação às causas do padrão concentrador do desenvolvimento agrícola brasileiro recente, expresso pelo predomínio da produção em grande escala, elevado índice de mecanização e baixa absorção de mão de obra não qualificada. Alguns autores atribuem às políticas trabalhista, fundiária e de crédito, instituídas na década de 1960, a responsabilidade por esse problema.<sup>4</sup> É possível que essas políticas inviabilizassem o mercado de trabalho agrícola temporário e a agricultura familiar, ao mesmo tempo em que fomentaram a mecanização agrícola e o predomínio da produção em grande escala.

A produtividade da mão de obra foi o principal componente associado ao acréscimo da *PTF*. Em 1975–2011, a estimativa da taxa anual de crescimento da produtividade da mão de obra foi superior à da produtividade de terra – 4,46% contra 3,81%. O efeito da produtividade da terra sobre a *PTF* também foi expressivo (Tabelas 2 e 3 e Figura 1).

**Tabela 2.** Índices de produtividade da terra, da mão de obra e do capital.

Ano	Terra	Mão de obra	Capital
1975	100,00	100,00	100,00
1980	118,01	144,23	116,10
1985	145,34	149,58	148,76
1990	153,26	166,70	151,66
1995	182,85	195,07	181,35
2000	219,20	265,68	189,86
2005	280,54	334,01	246,26
2011	384,21	481,22	307,22

Fonte: Gasques et al. (2012).

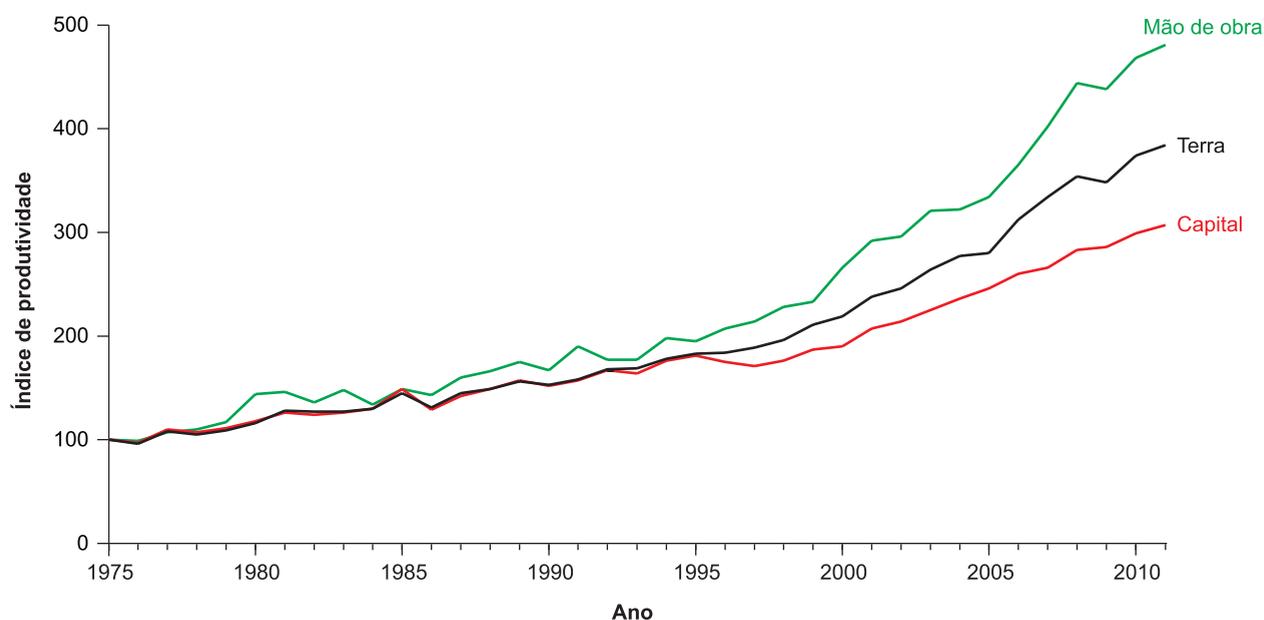
<sup>4</sup> Interessantes análise e discussão são feitos em Rezende (2006a, 2006b).

**Tabela 3.** Taxas anuais de crescimento das produtividades na agropecuária brasileira.

Período	Produtiv. da terra	Produtiv. da mão de obra	Produtiv. do capital
1975–2011	3,81	4,46	3,17
1980–1990	2,65	1,46	2,71
1990–2000	3,64	4,77	2,27
2000–2011	5,23	5,55	4,47

## Revisão de literatura

Usando uma versão modificada do modelo de decomposição estrutural-diferencial (*shift-share*), Ferreira (1991) avaliou a mudança do padrão de crescimento da agricultura brasileira da década de 1980 e a sua relação com os investimentos públicos do setor. A análise das fontes de crescimento da agricultura brasileira mostrou maior importância dos ganhos de produtividade como principal fonte de crescimento da década



**Figura 1.** Índices de produtividade do capital, da mão de obra e da terra.

Em 1975–2011, o índice de produto cresceu 295,50%. Esse aumento é proveniente do crescimento do uso de insumos – mão de obra, terra e capital – e do crescimento da *PTF*. O índice de insumos passou de 100, em 1975, para 108,91 em 2011, aumento de 8,91%; a *PTF* cresceu 263,15% no período (Tabela 1).

O objetivo deste artigo é analisar os efeitos das variáveis crédito rural, gastos em pesquisa e exportações agropecuárias sobre a *PTF* na agropecuária brasileira no período 1975–2011.

– em contrapartida à expansão da área cultivada observada em décadas anteriores<sup>5</sup>.

Rosegrant e Evenson (1992) analisaram as fontes de crescimento da produtividade de lavouras no sul da Ásia, usando variáveis explicativas como salário real, educação, pesquisa, extensão e preços relativos. Ávila e Evenson (1995) mostraram os efeitos da pesquisa e desenvolvimento sobre a *PTF* na agropecuária brasileira. Ahearn et al. (1998) mostraram que as variáveis pesquisa e desenvolvimento, extensão,

<sup>5</sup> Uma versão em inglês, Ferreira (1992), deste estudo foi apresentada no XXI Congresso Internacional de Economistas Agrícolas, realizado em Tóquio, Japão, de 22 a 29 de agosto de 1991.

educação, infraestrutura e programas de governo são identificadas como as mais importantes na mudança da produtividade na agricultura.

Gasques e Conceição (1997) buscaram mensurar a produtividade da agricultura brasileira em 1976–1994. A mensuração do índice de *PTF* se baseou na metodologia sugerida por Christensen e Jorgenson (1970). Especificamente, foi usada a fórmula de Tornqvist para o cálculo dos índices de produtividade total da agricultura, produtividade da terra e do trabalho. Os autores concluíram que houve crescimento de produtividade da agricultura brasileira, embora o crescimento tenha ocorrido a taxas decrescentes no último ano da série.

O objetivo específico do estudo de Bonelli e Fonseca (1998) foi desenvolver uma metodologia para estimar a *PTF*. Nesse estudo, os resultados que merecem comentários são: a) a *PTF* agregada apresentou taxa significativa de crescimento, da ordem de 3,7% no triênio 1971–1973; b) com a desaceleração do crescimento, depois desse período, o altíssimo aumento do estoque de capital (máquinas e equipamentos) reduziu o crescimento da *PTF* – no período 1974–1980, a taxa de crescimento foi de apenas 1,5 % ao ano; c) na recessão de 1981–1983, as taxas de crescimento da *PTF* caíram substancialmente, situando-se em torno de 1% ao ano; d) as baixas taxas de crescimento do estoque de capital até o fim da década de 1980 não são suficientes para elevar a *PTF*, pois a quantidade de mão de obra ainda cresce aceleradamente – consequentemente, a *PTF* cresce pouco, sua taxa quase zerou em 1989; e) com a recessão de 1990–1992, diminuem os insumos de trabalho mais do que proporcionalmente ao capital e ao produto potencial, acelerando o crescimento da *PTF* em relação aos anos finais da década de 1980; e f) a taxa média de crescimento da *PTF* para o período 1970–1997 foi de cerca de 1,7% ao ano.

O estudo de Evenson et al. (1999) mostra que o crescimento da produtividade na Índia estabelece uma relação entre a *PTF* e os dispêndios em pesquisa, ensino, extensão e infraestrutura.

Gasques e Conceição (2000) mostraram as principais mudanças referentes à *PTF*. Esse estudo foi dividido em duas partes. Na primeira, a análise se concentra nos indicadores de *PTF* e em seus componentes: índice agregado do produto e índice agregado do insumo. Na segunda parte, são apresentados e discutidos os indicadores de mudança estrutural e de especialização. O estudo mostrou que a *PTF* da agricultura brasileira nos últimos 25 anos tem seguido trajetória crescente, ou seja, o índice de *PTF* passou de 100 em 1970 para 179 em 1995.

Gasques et al. (2004) buscaram estimativas da *PTF* na agropecuária brasileira no período 1975–2002, no qual ocorreram transformações que afetaram o desempenho dos indicadores estimados. Outro objetivo do estudo foi analisar os condicionantes do crescimento da produtividade. Foram analisadas variáveis como gastos com pesquisa e crédito rural. As estimativas da *PTF* foram obtidas pela agregação dos produtos e insumos por meio do índice de Tornqvist. A análise dos fatores condicionantes da produtividade foi feita com o modelo de autorregressão vetorial (VAR), mediante o qual se estimaram os efeitos que os gastos com pesquisa e crédito rural tiveram na *PTF*. Esse modelo possibilitou a obtenção de elasticidades de impulso para  $k$  períodos à frente, as quais proporcionaram uma avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques individuais em cada componente do modelo.

Resultados que merecem destaque nesse estudo: a) uma variação de 1% nos gastos com pesquisa tem impacto imediato da ordem de 0,17% na *PTF*; b) no crédito rural, o efeito é menor, de aproximadamente 0,06%; c) os resultados da função de impulso-resposta indicam que impacto maior sobre a *PTF* acontece no segundo ano após ocorrer o choque, tanto da variável gastos com pesquisa quanto da variável crédito. Esses efeitos são de 0,22% e 0,11%, respectivamente, e tendem a desaparecer no tempo.

Gasques et al. (2012) analisaram os efeitos dos gastos com pesquisa, dos desembolsos do crédito rural a produtores e as exportações da

agricultura sobre a produtividade no Brasil. Os resultados mostraram que os gastos com pesquisa tiveram desempenho significativo sobre a *PTF*.

## Metodologia e dados

### Estimativa da PTF

A estimação do índice de *PTF* agrícola se baseará na metodologia usada por Christensen e Jorgenson (1970) e por Gasques e Conceição (2000). A fórmula de Tornqvist, dada sua superioridade em relação aos tradicionais índices de Laspeyres e Paasche, vem sendo amplamente usada em pesquisa com relação à *PTF* na agricultura. O índice de Tornqvist é dado por

$$PTF_t / PTF_{t-1} = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_{it}}{Y_{it-1}} \right)^{\frac{S_i + S_{i-1}}{2}}}{\sum_{j=1}^p \left( \frac{X_{jt}}{X_{jt-1}} \right)^{\frac{C_j + C_{j-1}}{2}}} \quad (1)$$

em que  $Y_i$  e  $X_j$  são, respectivamente, as quantidades dos produtos e dos insumos.  $S_i$  e  $C_j$  são, respectivamente, as participações do produto  $i$  no valor agregado dos produtos e dos insumos  $j$  no custo total dos insumos.

O logaritmo neperiano da equação 1 é a função geral de Tornqvist:

$$\ln(PTF_t / PTF_{t-1}) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (S_{it} + S_{it-1}) \ln \left( \frac{Y_{it}}{Y_{it-1}} \right) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^p (C_{jt} + C_{jt-1}) \ln \left( \frac{X_{jt}}{X_{jt-1}} \right) \quad (2)$$

### Teste da raiz unitária

Para testar a estacionariedade das séries, serão usados o teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) (1979) e o teste Phillips-Perron (PP) (1988). O teste ADF verifica a existência ou não

de raízes unitárias nas séries temporais e consiste na estimação da seguinte equação por MQO:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que  $\Delta Y_t$  é o operador de diferenças ( $Y_t - Y_{t-1}$ );  $\alpha$  é uma constante;  $\beta_t$  é a componente de tendência do modelo;  $\gamma$  é o coeficiente que permite testar a estacionariedade (se  $\gamma = 0$ ,  $Y$  tem uma raiz unitária);  $p$  é o número de termos defasados a incluir no modelo; e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro aleatório ou perturbação estocástica.

O teste PP também é usado para investigar a presença de raiz unitária. Ele garante que os resíduos são não correlacionados e possuem variância constante. Ao contrário do ADF, o teste PP não inclui termos de diferenças defasadas, mas pode também incluir termos de tendência e um intercepto.

### Modelo de correção de erros (VEC)

A cointegração identifica se processos não estacionários apresentam relação de equilíbrio de longo prazo; ou seja, duas ou mais séries de tempo não estacionárias cointegram se têm uma relação de longo prazo estável com resíduos estacionários. Os testes de cointegração entre duas ou mais séries econômicas permitem aceitar ou rejeitar a relação de longo prazo entre essas variáveis.

Para verificar a existência de cointegração entre um conjunto de variáveis econômicas, Engle e Granger (1987) propuseram testar a existência de uma raiz unitária no vetor dos resíduos da regressão de cointegração. O procedimento possui duas etapas: a) verificar a ordem de integração das variáveis; e b) testar a relação de equilíbrio entre as variáveis. Uma das limitações do método é que ele é usado apenas no caso de uma única relação de equilíbrio, ou seja, um único vetor de cointegração. Quando existir mais de uma variável explicativa, existirão outras relações de equilíbrio e, portanto, esse teste não

é o mais adequado. Nesse caso, o mais indicado é o procedimento de Johansen & Juselius (1990), que se baseia na seguinte versão modificada de um modelo VAR:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \varphi d_t + \mu + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que

$y_t$  = vetor com  $k$  variáveis.

$d_t$  = vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional.

$\varepsilon_t$  = erro aleatório.

Sendo  $r$  o posto da matriz  $\Pi$ , então  $\Pi$  tem  $r$  raízes características (*eigenvalues*) ou autovalores estatisticamente diferentes de zero. Podem ocorrer três situações: a) se  $r = k$ , então  $y_t$  é estacionário; b) se  $r = 0$ , então  $\Delta y_t$  é estacionário; e c) se  $0 < r < k$ , então existem matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  tais que  $\Pi = \alpha\beta$ , e o vetor  $\beta y_t$  é estacionário –  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, e  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo.

A hipótese nula de que existem  $r$  vetores cointegrados é testada pela estatística traço ( $\lambda_{trace}$ ) e a pela estatística do máximo autovalor ( $\lambda_{max}$ ):

$$\lambda_{trace} = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (5)$$

em que  $Q$  = (função de verossimilhança restrita maximizada/função de verossimilhança sem restrição maximizada)

e

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (6)$$

em que  $\lambda_i$  são os valores estimados das raízes características obtidas da matriz  $\Pi$  estimada e  $T$  é o número de observações.

Se os valores calculados de  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$  são superiores aos valores críticos, então rejeita-se a hipótese nula de não cointegração.

Os procedimentos descritos até aqui foram úteis para determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Engle e Granger (1987) demonstraram que, mesmo havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis não estacionárias (em nível), é possível que ocorra desequilíbrio no curto prazo, ou seja, a dinâmica de curto prazo é influenciada pela magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo. O mecanismo que conduz as variáveis para o equilíbrio é o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), em que os desequilíbrios de curto prazo são eliminados.

A metodologia VAR permite também que se decomponha a variância dos erros de previsão, determinando o comportamento das variáveis e as reações da variável dependente ao longo do tempo, além de verificar o efeito de choques individuais, ocorridos nas variáveis explicativas, sobre a variável dependente, por meio do procedimento de decomposição de Cholesky.

O software EVIEWS 8.0 foi usado nos testes de raiz unitária, cointegração, estimativa do modelo VAR, resposta a impulsos e na decomposição de variância dos erros de previsão.

## Modelo econométrico

O estudo de Gasques et al. (2012), que estabelece relação entre a *PTF* e os gastos em pesquisa, crédito rural e exportações agropecuárias, serviu de base teórica para este trabalho.

$$PTF_t = Const.CRural_t^\alpha \times GPesquisa_t^\beta \times Exp_t^\gamma \times \varepsilon_t \quad (7)$$

em que  $PTF_t$  é o índice da *PTF* da agropecuária brasileira;  $CRural_t$  é o desembolso do crédito rural (em milhões de reais de 2007);  $GPesquisa_t$

é o gasto com pesquisa (em milhões de reais de 2007) e  $Exp_t$  são as exportações agropecuárias (em milhões de reais de 2007). Os valores foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI). Os termos  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  representam as respectivas elasticidades, e  $\varepsilon_t$  é o erro aleatório ou perturbação estocástica.

Os sinais esperados para os testes empíricos são

$$\frac{\partial PTF}{\partial CRural} > 0, \quad \frac{\partial PTF}{\partial GPesquisa} > 0, \quad \frac{\partial PTF}{\partial Exp} > 0$$

As variações do crédito rural, do gasto com pesquisa e as exportações agropecuárias afetam positivamente a  $PTF$  na agropecuária brasileira.

Para racionalizar a estimação, utilizou-se um modelo log-log:

$$\ln PTF_t = Const + \alpha \ln CRural_t + \beta \ln GPesquisa_t + \gamma \ln Exp_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

## Fonte dos dados

Os dados usados neste trabalho relativos à  $PTF$  na agropecuária brasileira, gastos com pesquisa e crédito rural foram extraídos de Gasques et al. (2012). O valor das exportações agropecuárias foi obtido do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada<sup>6</sup>, considerando como data base dezembro de 2007.

## Resultados e discussão

### Teste da raiz unitária

A primeira etapa da análise de séries temporais é verificar como o processo estocástico gerador das séries em estudo se comporta ao longo do tempo, ou seja, identificar se as variáveis são estacionárias.

Testes sobre a hipótese de estacionariedade ou raiz unitária desempenham papel de

suma importância, pois podem auxiliar a avaliar a natureza da não estacionariedade que a maior parte das séries econômicas apresenta. Detectada a presença de raiz unitária, deve-se trabalhar com as séries temporais diferenciadas e não em nível.

A Tabela 4 mostra, para as séries em nível, que é rejeitada a presença de raiz unitária ao nível de significância de 5%. Portanto, as séries não possuem raiz unitária e são estacionárias, ou seja, são integradas de ordem zero  $I(0)$ .

**Tabela 4.** Teste de raiz unitária – ADF e PP.

Variável	ADF	PP	Valor crítico (5%)
$\ln PTF$	-1,1839	-2,4533	-3,5403
$\ln CRural$	-3,4418	-3,0225	-3,5403
$\ln GPesquisa$	-2,3536	-3,1737	-3,5403
$\ln Exp$	-0,2930	-0,5728	-3,5403
$D \ln PTF$	-9,3171	-11,8225	-3,5443
$D \ln CRural$	-13,4248	-31,2952	-3,5443
$D \ln GPesquisa$	-6,2443	-6,3763	-2,9484
$D \ln Exp$	-3,4849	-6,6834	-2,9484

Na determinação do número de defasagens (p) do modelo VAR, os critérios de informação de Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ) detectaram os menores valores para a defasagem da ordem um (Tabela 5).

**Tabela 5.** Número de defasagens do modelo VAR.

Defasagens	LogL	AIC	SC	HQ
0	-31,1984	2,0705	2,2501*	2,1317
1	-10,1126	1,7713*	2,6692	2,0775*
2	1,7356	2,0155	3,6317	2,5667
3	12,8241	2,3045	4,6389	3,1006

\* Indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério.

Este trabalho usou o teste de exogeneidade das variáveis para definir um ordenamento estatístico consistente (Tabela 6). Ele calcula a

<sup>6</sup> Ver Ipeadata (2016).

**Tabela 6.** Teste de exogeneidade das variáveis – VAR Granger Causality-Block Exogeneity Wald Tests.

Variável	LnPTF		LnCRural		LnGPesquisa		LnExp	
	$\chi^2$	Prob	$\chi^2$	Prob	$\chi^2$	Prob	$\chi^2$	Prob
LnPTF	-	-	5,13	0,02	13,5	20,00	0,01	0,92
LnCRural	0,81	0,37	-	-	9,93	0,00	0,60	0,44
LnGPesquisa	3,41	0,06	7,34	0,01	-	-	0,02	0,89
LnExp	0,00	0,98	0,00	0,97	0,66	0,42	-	-
<b>Total</b>	<b>6,32</b>	<b>0,10</b>	<b>10,17</b>	<b>0,02</b>	<b>14,92</b>	<b>0,00</b>	<b>1,55</b>	<b>0,67</b>

significância conjunta de cada variável endógena defasada para cada equação do VAR. A partir da estatística Qui-Quadrado ( $\chi^2$ ), ordenam-se as variáveis das mais exógenas – menores valores da estatística – para as mais endógenas: exportações; PTF; crédito rural; e gastos com pesquisas. A variável com endogeneidade fraca representa as exportações agropecuárias. Já a variável gastos com pesquisas mostrou forte endogeneidade. Entretanto, convencionou-se adotar, com base na teoria econômica, esta ordem de exogeneidade: *LnPTF*, *LnGPesquisa*, *LnCRural*, *LnExp*.

### Teste de cointegração

Os resultados dos testes  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$  para determinação do número de vetores de cointegração, são mostrados nas Tabelas 7 e 8. Ambos sugerem a existência de três vetores de cointegração – os testes adotaram um valor crítico tabelado em nível de 5% de significância. A aplicação do teste de cointegração de Johansen

**Tabela 7.** Determinação do número de vetores de cointegração – teste de traço.

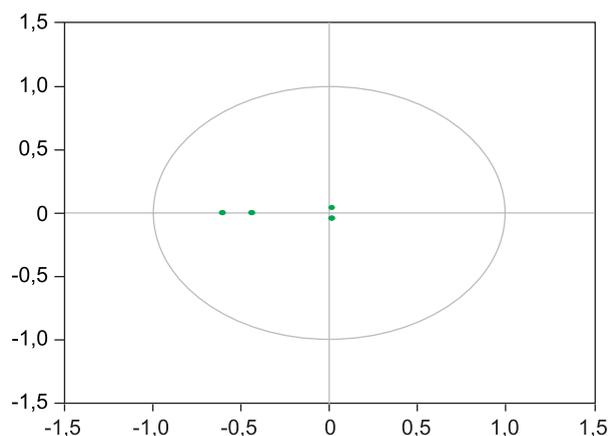
Hipótese nula $H_0$	Hipótese alternativa $H_1$	Estatística de teste $\lambda_{trace}$	Valor crítico 5%
$r = 0$	$r > 0$	118,2185	63,8761
$r \leq 1$	$r > 1$	69,1342	42,9152
$r \leq 2$	$r > 2$	33,0017	25,8721
$r \leq 3$	$r > 3$	11,1781	12,5180

**Tabela 8.** Determinação do número de vetores de cointegração – teste do máximo autovalor.

Hipótese nula $H_0$	Hipótese alternativa $H_1$	Estatística de teste $\lambda_{max}$	Valor crítico 5%
$r = 0$	$r = 1$	49,0842	32,1183
$r = 1$	$r = 2$	36,1325	25,8232
$r = 2$	$r = 3$	21,8235	19,3870
$r = 3$	$r = 4$	11,1781	12,5180

nas variáveis analisadas indicou que há relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Além disso, é importante verificar a estabilidade do modelo VAR por meio das raízes inversas características do polinômio. A Figura 2 mostra que não há raiz fora do círculo unitário, de modo que se trata de um modelo que satisfaz a condição de estabilidade.



**Figura 2.** Raízes inversas do polinômio característico auto-regressivo.

## Estimativa dos coeficientes de curto e longo prazos

O teste de cointegração constatou que o número de vetores de cointegração é menor que o número de variáveis, ou seja, rank reduzido. Deve-se utilizar o modelo VEC em vez do modelo VAR, pois o VAR deixaria de captar as relações de curto prazo. O VEC investiga as dinâmicas de curto e longo prazos das séries.

As estimativas de longo prazo do VEC mostraram que os sinais de todos os parâmetros obtidos são satisfatórios com aqueles esperados pela teoria econômica.

A análise das variáveis explicativas mostrou que o crédito rural se destaca das demais variáveis, ou seja, a elasticidade estimada indica que, mantida as outras variáveis constantes, o aumento de 1% no crédito rural induz uma elevação de 0,0422 % na *PTF* da agropecuária (Tabela 9). Os efeitos do crédito rural concorrem essencialmente para a produção e para a modernização do setor agrícola.

O comportamento do desembolso com gastos com pesquisa tem papel importante na determinação da *PTF* da agropecuária brasileira. O coeficiente do valor da *PTF* em relação aos gastos com pesquisa é inelástico no longo prazo, ou seja, é igual a 0,24, o que por sua vez indica que, mantida as outras variáveis explicativas constantes, um aumento de 10% nos gastos com pesquisa deve elevar o valor da *PTF* em cerca de 2,4% no longo prazo. Os resultados apontam que as variáveis explicativas têm efeito sobre a *PTF* e que ocorrem com um ano de defasagem. Estatisticamente, as variáveis foram significativas pelo teste de t de Student, ao nível de 5%, com exceção da variável exportações agropecuárias brasileiras. Entretanto, com base na teoria econômica, essa variável é relevante no modelo e, portanto, deve permanecer. Os resultados estão de acordo com as conclusões de Gasques et al. (2012).

Em relação aos parâmetros de curto prazo do modelo VEC, os resultados mostram que o coeficiente de ajuste estimado indica que proporção do desequilíbrio de curto prazo da *PTF*

na agropecuária brasileira é corrigido no período seguinte. O valor de -0,0532 estabelece que aproximadamente 5,32% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, é corrigida lentamente a cada ano (Tabela 9). As demais variáveis apresentam coeficientes de ajustamento baixo, sendo os desequilíbrios de curto prazo no crédito rural, nos gastos com pesquisa e nas exportações agropecuárias corrigidos a uma velocidade de 0,44%, 11,31% e 0,11%, respectivamente. Os efeitos do crédito rural sobre a produtividade ocorrem porque esse é um fator significativo para a produção e para a modernização. A possibilidade de crédito resulta pela aquisição de insumos de melhor qualidade e tecnologia no sentido de ampliar a capacidade de produção, ou seja, pela aquisição de novas terras ou novos equipamentos.

**Tabela 9.** Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazos do VEC.

Variável	Coefficiente de curto prazo ( $\alpha$ )	Coefficiente de longo prazo ( $\beta$ )
Ln <i>PTF</i>	- 0,0532	1,0000
LnExp	0,0011 [0,03105]	0,0299 [ 0,66276]
LnCRural	0,0044 [0,95603]	0,0422 [ 7,80388]
LnGpesquisa	0,1131 [1,84810]	0,2400 [4,23298]

Nota: os termos entre colchetes referem-se às estatísticas do teste t de Student, significativo a 5% de probabilidade.

O teste Cusum, baseado na soma acumulada dos resíduos recursivos ao quadrado, não revela instabilidade dos parâmetros, ou seja, não permite detectar nenhuma mudança significativa, ao nível de 5%, nos coeficientes do modelo (Figura 3).

A estabilidade estrutural do modelo pode ser observada também nos gráficos relativos aos coeficientes estimados recursivamente (Figura 4). Portanto, não apresentaram mudança no modelo a ponto de ser identificada como uma queda estrutural.

Complementando essa análise, o teste de Chow avalia a inexistência de quebras de

estrutura. Conforme a Tabela 10, não se rejeita a hipótese nula de não quebra estrutural, confirmada pela Figura 3.

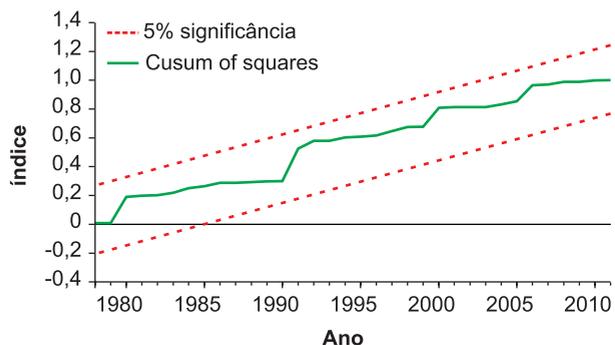


Figura 3. Teste Cusum.

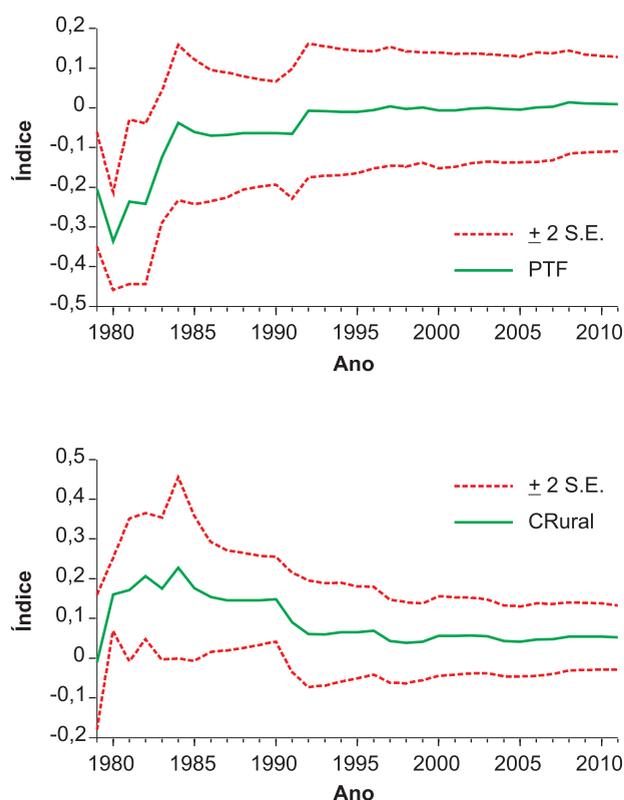


Tabela 10. Teste de quebra estrutural.

Teste	Estatística de teste	Probabilidade
F – statistic	0,1292	0,9420
Log likelihood ratio	0,4598	0,9276

analisam-se as funções de impulso-resposta obtidas, para verificar principalmente o impacto dos choques do crédito rural, dos gastos com pesquisa e das exportações agropecuárias sobre a *PTF* da agropecuária brasileira. A Figura 5 mostra que um choque do crédito rural provoca efeito de forma oscilante sobre o valor da *PTF* ao longo do período.

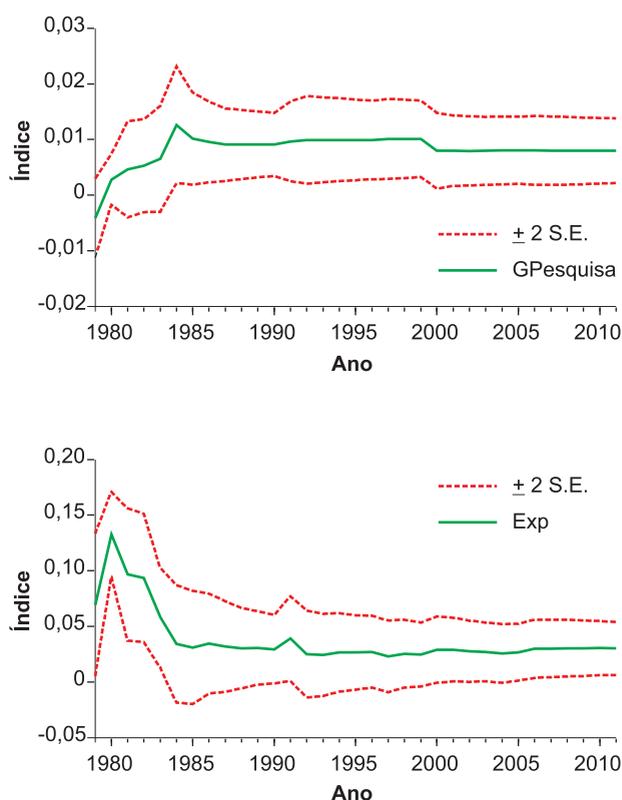
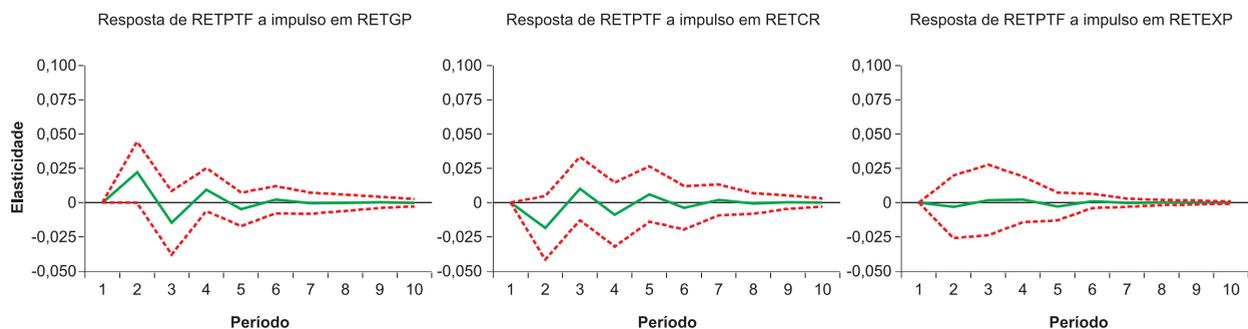


Figura 4. Teste de estabilidade dos parâmetros – resíduos recursivos.

### Análise da função de impulso-resposta e decomposição de variância

Concluída a etapa de identificação e estimação do modelo VAR com correção de erros,

Já o choque das exportações gera efeito oscilante ao longo do período. O choque com gasto em pesquisa entre o primeiro e sexto anos tem efeito oscilante. E estacionário, a partir do sétimo ano.



**Figura 5.** Funções de impulso-resposta.

A análise de decomposição de variância fornece uma metodologia distinta para a análise da dinâmica do sistema VAR no tempo. Ela gera informações sobre a importância relativa de choques aleatórios em cada uma das variáveis do modelo sobre as demais variáveis. A técnica de decomposição de variância dos erros é explicitar a participação de cada variável na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR<sup>7</sup>, ou seja, permite caracterizar a importância dos efeitos de cada choque exógeno sobre a variável dependente. A Tabela 11 mostra a análise de decomposição de variância da série valor da *PTF* da agropecuária, as estimativas dos desvios padrão dos erros e a proporção dos erros atribuída a cada variável.

Verifica-se que as variáveis crédito rural e gastos com pesquisa são fatores determinantes na explicação da evolução da *PTF*, ou seja, aproximadamente 8,6% de sua variância é explicada pelos choques dessas variáveis no fim de dez períodos.

## Considerações finais

O principal objetivo deste estudo foi analisar os efeitos de curto e longo prazos das flutuações do crédito rural, dos gastos com pesquisas e das exportações agropecuárias sobre a Produtividade Total dos Fatores (*PTF*) da agropecuária brasileira no período 1975–2011.

Constatou-se que o coeficiente do valor da *PTF* da agropecuária em relação aos gastos com

**Tabela 11.** Decomposição da variância do valor da *PTF* da agropecuária (*LnPTF*).

Período	S. E.	<i>LnPTF</i>	<i>LnExp</i>	<i>LnCRural</i>	<i>LnGPesquisa</i>
1	0,077624	100,00000	0,00000	0,00000	0,00000
2	0,083988	90,49858	0,72773	4,14713	4,62656
3	0,101182	92,92801	0,51811	3,23252	3,32136
4	0,111097	88,99742	0,47232	6,40687	4,12339
5	0,119499	89,89779	0,60618	5,86280	3,63324
6	0,129044	89,06144	0,52251	6,92246	3,49359
7	0,135667	89,77230	0,61163	6,26559	3,35048
8	0,143403	89,97104	0,56239	6,24866	3,21790
9	0,149652	90,45553	0,58499	5,82186	3,13763
10	0,156279	90,78000	0,56452	5,60604	3,04943

<sup>7</sup> Ver Enders (1995).

pesquisa é inelástico no longo prazo (0,24). Um aumento de 10% nos gastos com pesquisa gera acréscimo de 2,4% sobre a *PTF*. A atuação da pesquisa sobre a *PTF* ocorre pelas possibilidades que ela, a pesquisa, abre em termos de descobertas de novas variedades – mais resistentes e produtivas –, técnicas de manejo mais aprimoradas, novas formas de plantio e aprimoramento da qualidade dos insumos (GASQUES et al., 2012). Os efeitos da pesquisa não são imediatos, mas cumulativos. Portanto, os gastos com pesquisa resultam no desenvolvimento de novas tecnologias que contribuem para o aumento da produtividade.

Outra variável de suma importância foi a expansão significativa do crédito rural no período 1997–2011, refletindo diretamente na *PTF* agropecuária. Os resultados das exportações da agricultura mostram que um aumento de 10% acarreta alta de 3,0% na *PTF*.

Além do crédito agrícola e de gastos com pesquisa, o governo usa outros instrumentos, como investimentos em infraestrutura e logística, para incentivar o crescimento da produtividade.

O coeficiente de ajuste estimado indica que proporção do desequilíbrio de curto prazo da *PTF* da agropecuária brasileira é corrigida no período seguinte. O valor de - 0,0532 estabelece que aproximadamente 5,32% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, é corrigida lentamente a cada ano.

## Referências

- AHEARN, M.; YEE, J.; BALL, E.; NEHRING, R. **Agricultural productivity in the United States**. Washington, DC: USDA, Research Service Economic, 1998. (USDA. Agriculture information bulletin, 740).
- ÁVILA, A. F. D.; EVENSON, R. E. Total factor productivity growth in the Brazilian agriculture and the role of agricultural research. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 33., 1995, Curitiba. **Política agrícola e abertura de mercado**: anais. Brasília, DF: Sober, 1995. p. 631-657.
- BONELLI, R.; FONSECA, R. **Ganhos de produtividade e de eficiência**: novos resultados para a economia brasileira. Brasília, DF: Ipea, 1998. (Ipea. Texto para discussão, 557).
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D. W. U. S. Real product and real factor input: 1929-1967. **Review of Income and Wealth**, v. 16, n. 1, p. 19-50, Mar. 1970.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: J. Wiley, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error-correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.
- EVENSON, R. E.; PRAY, C. E.; ROSEGRANT, M. W. **Agricultural research and productivity growth in India**. Washington, DC: IFPRI, 1999. (Research report, 109).
- FERREIRA, L. R. Produtividade e investimentos públicos na agricultura brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 29., 1991, Campinas. **Anais...** Brasília, DF: Sober, 1991. p. 504-512.
- FERREIRA, L. R. Sources of growth in Brazilian agriculture revisited: the crop sector. In: INTERNATIONAL CONFERENCE OF AGRICULTURAL ECONOMISTS, 21., 1991, Tokyo. **Proceedings...** London: Oxford University, 1992. p. 370-376.
- GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. P. R.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. Condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, ano 13, n. 3, p. 73-90, jul./set. 2004.
- GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; VALDES, C.; BACCHI, M. R. P. Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, ano 21, n. 3, p. 83-92, jul./set. 2012.
- GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Crescimento e produtividade da agricultura brasileira**. Brasília, DF: Ipea, 1997. (Ipea. Texto para discussão, 502).
- GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores**. Brasília, DF: Ipea, 2000.
- IPEADATA. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 28 set. 2016.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on for cointegration with applications to the demand money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- REZENDE, G. C. **Políticas trabalhista, fundiária e de crédito agrícola e seus impactos adversos sobre a pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006a.
- REZENDE, G. C. Políticas trabalhista, fundiária e de crédito no Brasil: uma avaliação crítica. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 1, p. 47-78, jan./mar. 2006b.
- ROSEGRANT, M. W.; EVENSON, R. E. Agricultural productivity and sources of growth in South Asia. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 74, n. 3, p. 757-761, 1992.