



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



CRESCIMENTO DO PRODUTO AGROPECUÁRIO: UMA APLICAÇÃO DO VETOR AUTO-REGRESSIVO (VAR)

**CARLOS ALBERTO GONÇALVES DA SILVA; LÉO DA ROCHA FERREIRA;
PAULO FERNANDO CIDADE DE ARAÚJO;**

UERJ

RIO DE JANEIRO - RJ - BRASIL

leorochoa@uerj.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

MERCADO DE TRABALHO AGRÍCOLA

Crescimento do Produto Agropecuário Brasileiro: uma Aplicação do Vetor Auto-regressivo (VAR)

Grupo de Pesquisa: Mercado de Trabalho Agrícola

RESUMO

O trabalho examina os efeitos da área agricultável, mão-de-obra, capital e insumos sobre o valor da produção agropecuária para o período 1970/1995. Seu principal objetivo é estimar a produtividade dos fatores de produção na agricultura utilizando a metodologia de Auto-regressão Vetorial. As propriedades de integração e co-integração das séries utilizadas no modelo foram consideradas na análise, bem como análise de decomposição de variâncias e análise de funções de resposta a impulso.

O modelo de correção de erro estimado mostra que o efeito de curto prazo das variações do capital, mão-de-obra e insumos indicam variações significativas no produto agropecuário. Para os coeficientes estimados de curto prazo das variáveis capital e insumos, os sinais positivos estão coerentes com o processo de modernização da agropecuária brasileira.

Os resultados obtidos mostraram que, as variáveis são co-integradas, ainda assim, as elasticidades de longo prazo, mão-de-obra e capital são menores que a unidade, ou seja, são relativamente inelásticas.

Palavras chaves: produtividade dos fatores, produto agropecuário, agricultura brasileira.

1. INTRODUÇÃO

A agricultura brasileira passou por um processo de modernização durante as décadas de 1970, 80 e 90, devido a diversas políticas governamentais, entre as quais sobressaem a de crédito subsidiado e de pesquisa e extensão rural.

A década de 1990, apesar de uma sensível redução no crédito rural, foi marcada pelo excelente desempenho da produção agropecuária.

Na Tabela 1, pode-se observar a evolução ocorrida no processo de modernização a partir da década de 1970.

Tabela 1 - Número de estabelecimentos agropecuários, utilização da área agricultável, pessoas ocupadas, número de tratores e índice de mecanização, Brasil, 1970/1975

Item	1970	1980	1985	1995
Nº de estabelecimentos	4.924.019	5.159.851	5.801.809	4.859.829
Utilização da área (1000 ha)	294.145	364.854	374.925	353.611
Pessoas ocupadas	17.567.880	21.163.725	23.394.881	17.930.890
Número de tratores	174.660	545.204	665.280	803.727
Índice de mecanização (há / tratores)	1.684	669	564	440

Fonte: IBGE – Censos Agropecuários

Observa-se que o número de estabelecimentos agropecuários no período 1970/1985, teve o aumento de 17,8%, enquanto no período 1985/1995, registrou uma diminuição da ordem de 16,2%.

Com relação ao pessoal ocupado, no período 1985/1995, registrou-se uma redução da ordem de 23%, ressaltando-se que, essa redução ocorreu em todas as regiões do país, conforme pode ser visto na Tabela 2.

**Tabela 2 - Pessoal ocupado na agricultura, segundo as macrorregiões
(em 1000 pessoas)**

Ano	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
1985	2478	10442	4738	4490	1247	23395
1995	1878	8211	3441	3383	1018	17931
1985/1995	-24,2	-21,4	-27,4	-24,7	-18,4	-23,4

Fonte: FIBGE – Censos Agropecuários

Os dados sobre o índice de mecanização indicam quão expressivos foi o processo de mecanização da agricultura brasileira. Nota-se que em 1970 a relação era de 1684 hectares para cada trator. Em 1995 havia 440 hectares para cada trator. A ampliação da mecanização e do uso de fertilizantes foi possível, em boa parte, devido aos créditos subsidiados que eram concedidos aos agricultores para aquisição de equipamentos e insumos agropecuários.

A produtividade da mão-de-obra, segundo Gasques e Conceição (2000) foi o principal componente associado ao acréscimo da produtividade total dos fatores (PTF). No período 1970/1980, a estimativa da taxa anual de crescimento da produtividade da mão-de-obra foi superior àquela da produtividade de terra, 5,39% contra 4,95%. O efeito da produtividade da terra sobre a PTF, também foi expressivo, conforme pode ser constatado na Tabela 3.

Tabela 3 - Taxas anuais de crescimento da produtividade da mão-de-obra, relação área/homem, produtividade da área agricultável e produtividade total dos fatores, Brasil, 1970/1995

I T E M	1970/1980	1985/1995	1970/1995
Produtividade da mão-de-obra	5,39	1,90	3,35
Relação área/homem	0,30	1,07	0,66
Produtividade da área agricultável	4,95	1,61	3,39
Produtividade total dos fatores	2,00	2,27	2,33

Fonte: Gasques, J.G. e Conceição, J.C.P.R.(2000).

A produtividade total dos fatores (PTF) na agricultura brasileira no período de 1970 a 1995 teve crescimento bastante significativo. Esse índice passou de 100 em 1970 para 179 em 1995, conforme pode ser visto na Tabela 4. Nesta tabela são apresentados também os índices agregados de produto, dos insumos e a produtividade total dos fatores. Podemos observar ainda que, para o Brasil, em todos os anos analisados, o índice do produto se situa acima do índice dos insumos. A trajetória crescente da PTF é portanto um importante sinal da magnitude e até mesmo da velocidade com que as mudanças vêm ocorrendo na agricultura.

Tabela 4 - Índices do produto, de insumos e da produtividade total dos fatores (PTF), Brasil, 1970/1995

Anos	Índice Agregado do Produto	Índice Agregado dos Insumos	Produtividade Total dos Fatores
------	----------------------------	-----------------------------	---------------------------------

1970	100	100	100
1980	173	142	122
1985	211	149	142
1995	244	137	179

Fonte: Gasques, J.G. e Conceição, J.C.P.R. (2000).

Analisando a produtividade da terra e produtividade da mão-de-obra, chega-se a resultados importantes para a compreensão do crescimento da agricultura paulista. Esses indicadores estão apresentados nas Tabelas 5 e 6. No período 1970/1995 as produtividades da terra e da mão-de-obra cresceram mais do que a produtividade total dos fatores. Enquanto a produtividade total dos fatores cresceu a 1,99% ao ano, a produtividade da mão-de-obra cresceu 3,65% ao ano e a produtividade da terra cresceu 3,11% ao ano no mesmo período. Esse comportamento, foi influenciado pelo elevado crescimento da produtividade da terra e da mão-de-obra na década de 70, respectivamente de 5,75% e 5,94%, superiores aos valores constatados para o Brasil.

Tabela 5 - Produtividade da mão-de-obra e produtividade da área agricultável: São Paulo e Brasil 1970/1995

Item	Produtividade da mão-de-obra					Produtividade da área				
	1970	1975	1980	1985	1995	1970	1975	1980	1985	1995
São Paulo	100	141	178	238	245	100	137	175	213	215
Brasil	100	140	169	189	228	100	135	162	196	230

Fonte: Gasques, J.G. e Conceição, J.C.P.R. (2000).

Tabela 6 - Taxas anuais de crescimento da produtividade total dos fatores, produtividade da mão-de-obra e produtividade da área agricultável – São Paulo e Brasil

Item	PTF			Produtividade da área			Produt.da mão-de-obra		
	70/80	85/95	70/95	70/80	85/95	70/95	70/80	85/95	70/95
São Paulo	1,88	0,21	1,99	5,75	0,09	3,11	5,94	0,30	3,65
Brasil	2,00	2,27	2,33	4,95	1,61	3,39	5,39	1,90	3,35

Fonte: Gasques, J.G. e Conceição, J.C.P.R. (2000).

O crescimento da produtividade da mão-de-obra na agricultura paulista vem ocorrendo pelo aumento da produtividade da área agricultável. No período 1985/1995 a relação terra/homem foi bastante significativa, devido ao elevado grau de mecanização, provocando, entretanto, a saída de mão de obra da agricultura. Esse reflexo, deve estar relacionado também a outros fatores como a legislação trabalhista e seus efeitos sobre as relações de trabalho e salários, bem como aos desencontros nas decisões de política agrícola ao longo dos últimos 25 anos.

O presente estudo tem como objetivo medir as elasticidades dos diferentes fatores de produção da agropecuária brasileira, por meio do ajustamento de função de produção, período 1970/1995.

Para identificar o relacionamento de longo prazo entre produto, área agricultável, mão-de-obra, capital e insumos, utilizam-se o teste de co-integração, bem como o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para a realização da análise, tanto de curto quanto de longo prazo entre as variáveis para verificar como elas reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo.

2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A análise empírica do trabalho está baseada na metodologia dos Vetores Auto-regressivos (VAR). Esta metodologia é tão somente uma extensão de uma regressão univariada para um ambiente multivariado e cada equação definida pelo VAR nada mais é que uma regressão por mínimos quadrados ordinários de determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo.

A utilização dessa metodologia possibilita a obtenção de elasticidades dos impactos para n períodos a frente, e permite: (a) avaliar o comportamento das variáveis em respostas a inovações individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se entretanto analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer; (b) decompor, historicamente, a variância dos erros de previsão para n períodos a frente, possibilitando a análise de cada choque, ocorrido no passado, na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação a sua previsão realizada no início do período.

A análise econométrica utilizada, para avaliar a existência e a intensidade do efeito entre produto, área agricultável, mão-de-obra, capital e insumos, é feita com base no modelo de auto-regressão vetorial (VAR), análise de decomposição de variâncias e análise de funções de resposta a impulso.

Os modelos de auto-regressão vetorial têm sido largamente utilizados na análise de questões macroeconômicas, surgindo como uma alternativa aos modelos de equações simultâneas. É uma abordagem que tem sido também utilizada em estudos relacionados à economia agrícola, podendo-se mencionar, nesse caso, Barros (1994) e Bacchi & Burnquist (1999).

O modelo VAR pode ser expresso da seguinte maneira:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + B_0 Z_t + B_1 Z_{t-1} + \dots + B_p Z_{t-r} + e_t \quad (1)$$

onde:

A_0 = vetor de termos interceptados $n \times 1$

A_1, \dots, A_p = $n \times n$ matrizes de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis endógenas aos valores correntes de tais variáveis

B_0, \dots, B_p = $n \times m$ matrizes de coeficientes que relatam valores atuais e defasados de variáveis exógenas para valores correntes de variáveis endógenas

e_t = vetor $n \times 1$ de termos de erros

Cada uma das variáveis X e Z é explicada por seus valores defasados.

Para selecionar o melhor modelo VAR, tem-se como base os *Crítérios de Schwarz* (SC) e *Akaike* (AIC), os quais são importantes para determinar o número de defasagens a incluir no modelo VAR, já que leva em consideração a soma dos quadrados dos resíduos, o número de observações e o de estimadores do parâmetro. Assim, quanto menores os valores, melhor será o modelo.

Em regressões com séries de tempo, é necessário verificar se as variáveis são estacionárias, para se evitar o problema da chamada regressão espúria ou duvidosa. A regressão espúria ocorre quando se tenta regredir variáveis não estacionárias que se direcionam no mesmo sentido ao longo do tempo e apresentam uma tendência comum. Assim sendo, os testes de hipóteses t e F não são válidos.

Assim sendo, para testar a estacionariedade das séries, será utilizado neste trabalho, o teste ADF (Dickey – Fuller Aumentado) (1979 e 1981), no sentido de verificar a ordem de integração das variáveis de interesse, ou seja, é preciso verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais. Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consistem na estimação das seguintes equações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

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

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Nas equações (2), (3) e (4) estimadas, as hipóteses nula e alternativa a serem testadas são, respectivamente, $H_0 : \gamma = 0$ e $H_1 : \gamma < 0$. Se o valor da estatística ADF for maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese de que a série temporal seja estacionária.

Para determinar o número de defasagens a serem incluídas nos modelos (2), (3) e (4) serão adotados os critérios de Akaike (AIC) e Schwartz (SC), por serem os mais utilizados em trabalhos empíricos. O procedimento consiste em estimar regressões de modelos autorregressivos de diferentes ordens. Aquela que apresentar o menor valor para os critérios AIC e SC, representa o modelo mais apropriado.

O Critério Akaike (AIC) é calculado como:

$$AIC = \ln \sigma^2 + \left(\frac{2}{T} \right) (\text{número de parâmetros}) \quad (5)$$

Similarmente, para o critério Schwartz temos:

$$SC = \ln \sigma^2 + \left(\frac{\ln T}{T} \right) (\text{número de parâmetros}) \quad (6)$$

onde σ^2 é a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo auto-regressivo da ordem p e T é o número de observações.

A etapa seguinte seria testar a existência de co-integração entre as variáveis analisadas no presente estudo. A co-integração identifica se processos não estacionários apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, duas ou mais séries de tempo não estacionárias co-integram se tem uma relação de longo prazo estável com resíduos estacionários. Os testes de co-integração entre duas ou mais séries econômicas permitem aceitar ou rejeitar a relação de longo prazo existente entre essas variáveis.

Antes de testar co-integração, verifica-se a ordem de integração das variáveis, utilizando-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme descrito anteriormente.. É necessário observar se as séries são integradas de mesma ordem, pois as variáveis precisam ter a mesma ordem de integração.

Para verificar a existência de co-integração 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 co-integração. Assim, o procedimento proposto por Engle & Grange é composto em duas etapas: (a) verificação da ordem de integração das variáveis e (b) testar a relação de equilíbrio entre as variáveis.

A primeira etapa, precede ao teste introduzido por Dickey e Fuller (1979) para a presença de uma raiz unitária em cada uma das séries Y_t e X_t , através da estimação pelo método dos mínimos quadrados das seguintes equações:

$$\Delta Y_t = c_1 + \varphi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta X_t = c_2 + \varphi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (8)$$

Assim sendo, é testada a existência de uma raiz unitária, isto é, a hipótese nula de que $\varphi = 0$.

A segunda etapa é testar a relação de equilíbrio entre as variáveis, ou seja, caso os testes anteriores indiquem que as séries são integradas de ordem um, deve-se proceder à estimação da regressão de co-integração, utilizando-se a seguinte função:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Se os resíduos obtidos $\hat{\varepsilon}_t$, forem estacionários, ou seja, $I(0)$, então as variáveis Y_t e X_t são co-integradas de ordem (1,1).

Pelo método dos mínimos quadrados ordinários, pode-se estimar o seguinte modelo:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum \gamma_2 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \quad (10)$$

A rejeição da hipótese nula de que $\gamma_1 = 0$, pode-se concluir que a série dos resíduos não contém uma raiz unitária, sendo portanto estacionária. Assim sendo, as variáveis Y_t e X_t são co-integradas.

O método proposto por Engle & Granger, para análise das relações de co-integração, possui algumas limitações. Esse teste é usado apenas no caso de única relação de equilíbrio, ou seja, único vetor de co-integração. Quando existir mais de uma variável explicativa, existirão outras relações de equilíbrio e, portanto, esse teste não será o mais adequado. Assim sendo, o mais indicado é o procedimento de Johansen e Juselius (1990,1992). Este procedimento se baseia na seguinte versão modificada de um modelo (VAR):

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \varphi d_t + \mu + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde:

y_t = vetor com k variáveis

ε_t = erro aleatório

d_t = vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional

Sendo r o posto da matriz Π , então Π tem r raízes características (*eigenvalues*) ou autovalores estatisticamente diferentes de zero. Existem três situações que podem ocorrer:

(a) se $r = k$, então y_t é estacionário; (b) se $r = 0$, então Δy_t é estacionário e (c) se $0 < r < k$, existem matrizes α e β tais que $\Pi = \alpha\beta'$ e o vetor βy_t é estacionário. Sendo que α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto β é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo.

A hipótese nula de que existem r vetores co-integrados é testada usando-se a estatística traço (λ_{trace}) e a estatística do máximo autovalor (λ_{max}).

$$\text{O teste traço é dado por: } \lambda_{trace} = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (12)$$

onde: $Q = (\text{função de verossimilhança restrita maximizada}/\text{função de verossimilhança sem restrição maximizada})$

$$\text{O teste máximo autovalor é dado por: } \lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (13)$$

onde λ_i são os valores estimados das raízes características obtidas da matriz Π estimada e T é o número de observações.

Se os valores calculados de λ_{trace} e λ_{max} são superiores aos valores críticos, então rejeita-se a hipótese nula de não co-integração.

Os procedimentos descritos até aqui foram úteis para determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Assim, Engle e Granger (1987) demonstraram que, mesmo apresentando uma 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 conhecido como

Mecanismo de Correção de Erro (MCE), pois por meio do MCE, é possível determinar a velocidade com que os desequilíbrios são eliminados.

Para a realização dos testes de raiz unitária, co-integração e estimativa do modelo VAR, utilizou-se o Eviews 5.0.

3. ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Visando atender o objetivo do trabalho de avaliar o comportamento do produto agropecuário brasileiro ao longo do período (1970/1995), os dados apresentados compreendem somente cinco séries de tempo (1970, 1975, 1980, 1985 e 1995). Portanto, os dados são agregados em nível de cada estado e território da Federação (cada ano censitário passou a apresentar 27 observações em cada uma das cinco séries de tempo), o que implica em trabalhar com dados no tempo *time series* e no espaço *cross section* ou seja, análise de dados em painel, ou longitudinal, que consiste basicamente na avaliação conjunta de dados em cortes transversais (*cross section*) observados também no tempo (*time series*).

Para a estimação da função de produção tipo “Cobb-Douglas” do setor agropecuário foi utilizada a seguinte expressão:

$$VP_i = CONST.AREA_i^\alpha .MOBRA_i^\beta .CAP_i^\gamma .INS_i^\delta .\varepsilon_i \quad (14)$$

onde, VP_i é o valor da produção do estado i ; $ÁREA_i$ é a área agricultável em hectares (lavouras temporárias, permanentes, com pastagens, matas(incluindo tanto as matas naturais como as plantadas)) no estado i ; $MOBRA$ representa pessoal ocupado no setor agropecuário no estado i ; CAP_i representa o número de máquinas agrícolas no estado i ; INS_i representado por despesas com fertilizantes e corretivos, com diesel, sementes, defensivos, rações e medicamentos. Os valores em R\$ são representados a preços de 1995. Os termos α, β, γ e δ representam as respectivas elasticidades, e ε_i é o erro aleatório ou perturbação estocástica.

Para racionalizar a estimação, utilizou-se um modelo log-linear, para o qual é necessário extrair o logaritmo das variáveis. Assim, tem-se a seguinte função:

$$\log VP_i = CONST + \alpha \log AREA_i + \beta \log MOBRA_i + \gamma \log CAP_i + \delta \log INS_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

Os dados básicos para esta pesquisa foram obtidos dos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995 da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE).

4. RESULTADOS

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 utilizadas são ou não estacionárias.

Explora-se a estrutura de painel dos dados e utilizam-se os testes de raiz unitária e cointegração para o conjunto dos estados brasileiros a fim de aumentar o poder dos testes.

No começo dos anos 90, com base nos testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller aumentado (ADF), apareceram os primeiros testes de raiz unitária para dados em painel de Levin e Lin (1992,1993) e Im, Pesaran, e Shin (1997).

Portanto, testes sobre a hipótese de estacionariedade ou raiz unitária desempenham um papel de suma importância, pois podem auxiliar a avaliar a natureza da não-estacionariedade que a maior parte das séries econômicas apresentam. Por outro lado, detectada a presença de raiz unitária, deve-se trabalhar com as séries temporais diferenciadas e não em nível.

Para se iniciar os testes sobre a co-integração entre as variáveis estudadas (produto, área agricultável, mão-de-obra, capital e insumos) deve-se primeiramente testar a estacionariedade dos dados através dos testes Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para o presente estudo utilizou-se apenas o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

O teste ADF foi realizado nas três formas básicas, isto é, com constante e com tendência, com constante e sem tendência, e sem constante e sem tendência.

Os resultados apresentados na Tabela 7 indicam que, para as séries em nível, não se pode rejeitar a presença de raiz unitária ao nível de significância de 5%. Portanto, todas as séries possuem raiz unitária e são não-estacionárias, exceto a variável “Larea”.

Tabela 7 - Teste de raiz unitária (ADF)

Variáveis	Defasagens		Estatística ADF	Valor Crítico (5%)
	Constante	Tendência		
Lprod	8	Não	- 0,1027	- 1,9433
Larea	5	Sim	- 7,1646	- 3,4450
Lmobra	3	Não	- 0,5194	- 1,9433
Lcap	3	Não	- 0,0975	- 1,9433
Lins	8	Não	- 0,0307	- 1,9433
Dlprod	7	Sim	- 7,3026	- 3,4459
Dlarea	12	Sim	- 7,7484	- 3,4474
Dlmobra	2	Sim	-11,0149	- 3,4445
Dlcap	2	Sim	-10,3413	- 3,4445
Dlins	7	Sim	- 6,7081	- 3,4459

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença.

Os testes realizados para as séries em primeira diferença indicaram que, ao nível de significância de 5%, se pode rejeitar a presença de raiz unitária. Assim sendo, todas as séries em diferença têm a mesma ordem de integração I(1).

O próximo passo foi então determinar o número de defasagens (p) do modelo VAR com base nos critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). O critério de informação de Schwarz (SC) detectou o menor valor para a defasagem da ordem sete. Os resultados estão apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 - Definição do número de defasagens do Modelo VAR

Defasagens	Log L	AIC	SC
0	-740.0790	11.73353	11.84550
1	-592.5221	9.803497	10.47535
2	-534.2738	9.279902	10.51164
3	-470.7215	8.672779	10.46439
4	-425.7528	8.358312	10.70981
5	-375.7576	7.964686	10.87606
6	-273.5749	6.749211	10.22046
7	-150.0896	5.198261	9.229392*
8	-103.5186	4.858560*	9.449571

Fonte: Dados da Pesquisa

Para determinar o número de vetores de co-integração, são utilizados os testes do traço comumente indicado por λ_{trace} e o teste do máximo autovalor (eigenvalue) indicado por λ_{max} , cujos resultados estão apresentados nas Tabelas 9 e 10. Ambos os testes mostram a existência de cinco vetores de co-integração. Assim, pode-se dizer que as variáveis são co-integradas, ou seja, existindo uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

Tabela 9 - Determinação do número de vetores de co-integração teste de Johansen-Jeselius – teste de traço

Hipótese Nula H_0	Hipótese Alternativa H_1	Estatística de Teste - λ_{trace}	Valor Crítico 5%
$r = 0$	$R > 0$	230,167	76,973
$r \leq 1$	$R > 1$	138,170	54,079
$r \leq 2$	$R > 2$	63,873	35,193
$r \leq 3$	$R > 3$	32,194	20,262
$r \leq 4$	$R > 4$	14,730	9,164

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 10 - Teste do máximo autovalor

Hipótese Nula H_0	Hipótese Alternativa H_1	Estatística de Teste λ_{max}	Valor Crítico 5%
$r = 0$	$R = 1$	91,998	34,806
$r = 1$	$R = 2$	74,296	28,588
$r = 2$	$R = 3$	31,680	22,300

r = 3	R = 4	17,463	15,892
r = 4	R = 5	14,730	9,164

Fonte: Dados da Pesquisa

Com base na função de longo prazo, pode-se afirmar que os sinais de todos os parâmetros da equação são satisfatórios de acordo com a teoria econômica, exceto o parâmetro da variável ÁREA que apresenta sinal negativo. (Tabela 11)

A elasticidade mão-de-obra estimada indica que, mantida as demais variáveis constantes, o aumento de 1% na mão-de-obra, induz uma elevação de 0,798% no produto agropecuário. Pode-se observar que o coeficiente do valor da produção em relação à mão-de-obra é inelástico no longo prazo.

A elasticidade fator capital foi estimada em 0,156, o que significa uma reduzida sensibilidade do valor do produto a esta variável, ou seja, se for aumentado em 1% o nível de capital mecânico na agricultura obtém-se apenas 0,16% no aumento do valor da produção agropecuária. Esse fato também foi constatado por Bonelli e Pessoa (1998): “Note que esse resultado, obtido para o período de 1980/1995, indica que um aumento de 1% nos gastos acumulados em pesquisa está associado a um aumento de cerca de 0,20% no estoque de máquinas agrícolas. O aprofundamento da mecanização agrícola brasileira no futuro pode estar, de certa forma, vinculado a uma maior necessidade de investimentos em pesquisa e desenvolvimento de novos produtos”.

A elasticidade insumos indicou uma alta sensibilidade da variável dependente - produto, ou seja, se for aumentado em 1% o volume de insumos, obtém-se 1,398% no aumento do valor da produção agrícola. O resultado é confiável para visto apresentar um nível de significância de 5% aceitável. Deve-se ressaltar que, esse fato esteja acontecendo em algumas culturas no Brasil, principalmente pelo resultado obtido na variável “cap”.

Tabela 11 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo

Variáveis	Coefficientes	t-student
Larea	- 2,915	- 10,224
Lmobra	0,798	3,516
Lcap	0,156	0,554
Lins	1,398	3,470
Constante	18,399	9,788

Fonte: Dados da Pesquisa

Finalmente, as elasticidades de curto prazo foram obtidas com base na estimação do Modelo Vetor de Correção de Erro (ECM). Os coeficientes obtidos estão apresentados na Tabela 12.

A elasticidade insumo estimada indica que, mantida as demais variáveis constantes, o aumento de 1% nos insumos, obtém-se 2,65 % no aumento do produto agropecuário. Isto sugere que o valor da produção em relação ao uso de insumos modernos é elástico (ou bastante sensível) no curto prazo.

A utilização de produtos químicos no Brasil está diretamente relacionada com o avanço do processo de modernização da agricultura. Segundo o Sindicato da Indústria de Defensivos Agrícolas do Estado de São Paulo, o consumo de defensivos agrícolas cresceu a uma taxa de 7,2% no período de 1970/1980. Deve-se destacar que, entre os defensivos,

foram os herbicidas que apresentaram as mais altas taxas de crescimento, seguidos pelos fungicidas e, finalmente pelos inseticidas.

Pelo modelo de correção de erros, a velocidade de ajuste em relação ao equilíbrio de longo prazo é $-0,08899$, ou seja, 8,90% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo são corrigidos a cada período. Portanto, indica uma lenta correção dos desequilíbrios de curto prazo.

O coeficiente de determinação foi de 0,913, indicando que, 91,3% das variações ocorridas no valor da produção ou produto podem ser explicadas pelo modelo ajustado.

O teste F mostrou-se bastante significativo, indicando que as variáveis independentes são, conjuntamente, significativas para explicar o comportamento do produto.

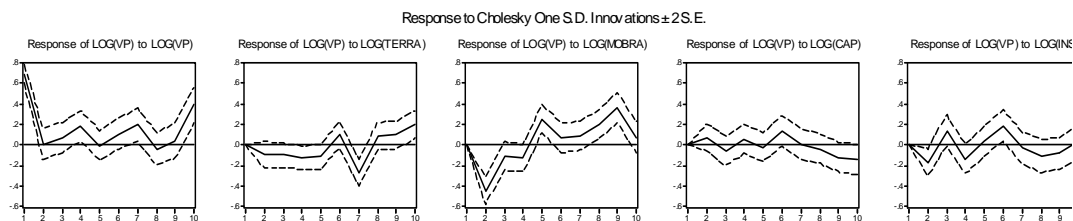
Tabela 12 - Estimativa dos coeficientes de Curto Prazo

Variáveis	Coeficientes	t-Student
$\Delta area(-1)$	0,00378	0,2582
$\Delta mobra(-1)$	1,52730	9,9694
$\Delta cap(-1)$	0,03663	4,5761
$\Delta ins(-1)$	2,64646	5,5285
Constante	- 9,33553	- 0,0880
ECM (-1)	- 0,08899	- 2,3607
$R^2 = 91,3\%$	$F = 278,86$	

Fonte: Dados da Pesquisa

Concluída a etapa de identificação e estimação do modelo VAR com correção de erros, analisam-se as funções de impulso-resposta obtidas, a fim de verificar principalmente o impacto dos choques da mão-de-obra, capital e insumos sobre o valor da produção. A Figura 1, mostra as respostas do valor da produção a choques, em um desvio padrão, na mão-de-obra, capital e insumos. Portanto, o primeiro resultado que se pode observar é que um choque no capital, resulta nos seis primeiros anos um efeito positivo sobre o valor da produção agropecuária. A partir do sétimo ano o efeito dá-se de forma negativa. Já a resposta do valor da produção agropecuária a um choque na mão-de-obra tem efeito negativo nos quatro primeiros anos, voltando a ser positivo a partir do quinto ano.

Figura 1 – Funções de Resposta a Impulsos



A análise de decomposição de variância fornece uma metodologia distinta para se analisar a dinâmica do sistema VAR no tempo, obtendo 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 é explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR.¹ A Tabela 13 mostra a decomposição de variância na variável valor da produção agropecuária, as estimativas dos desvio-padrão dos erros e a proporção desses erros atribuída a cada variável do modelo.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 13, é possível verificar que as variáveis: área agricultável, mão-de-obra, capital e insumos são fatores importantes na explicação da evolução do produto agropecuário, ou seja, aproximadamente 54% de sua variância é explicada pelos choques dessas variáveis ao final de 10 períodos. Os resultados indicam ainda que, a variável mão-de-obra teve um impacto superior à variável área agricultável sobre o valor da produção agropecuária, pois, individualmente, a variável mão-de-obra explica aproximadamente 30% da variância do erro de previsão do valor da produção, enquanto, a variável área agricultável é responsável por 11,9% dessa variância, considerando o décimo período posterior ao impulso.

Tabela 13 – Análise da decomposição de variância do valor da produção (VP)

Período	S.E.	VP	Area	Mobra	Cap	Ins
1	0.694758	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.853525	66.27046	1.281392	27.64657	0.762127	4.039450
3	0.882106	62.73817	2.486036	27.34027	1.145732	6.289793
4	0.930293	60.32569	3.990332	26.47171	1.409965	7.802302
5	0.972643	55.19059	5.024085	31.13753	1.345271	7.302532
6	1.013429	52.02050	5.618444	29.14271	3.105209	10.11313
7	1.071770	49.99790	11.32648	26.78251	2.780907	9.112199
8	1.100345	47.55117	11.39052	28.71693	2.747678	9.593692
9	1.172861	41.97843	10.69522	34.95533	3.441618	8.929403
10	1.262948	45.69656	11.85109	30.48434	4.208884	7.759125

¹ Ver Enders (1995).

5. CONCLUSÕES

O modelo de correção de erro estimado mostra que os efeitos de curto prazo das variações de capital, mão-de-obra e insumos indicam mudanças significativas no produto agropecuário. Para os coeficientes estimados de curto prazo das variáveis capital e insumos, os sinais positivos estão coerentes com o processo de modernização da agropecuária. Trata-se de um período em que a agropecuária brasileira passou a utilizar intensivamente os insumos modernos e o estoque de máquinas aumentou substancialmente. Uma profunda transformação na estrutura produtiva ocorreu no período 1970-1995.

Embora o presente estudo seja algo exploratório os resultados mostram que as variáveis são co-integradas. Ainda assim, as elasticidades de longo prazo, mão-de-obra e capital são menores que a unidade, ou seja, são relativamente inelásticas. A análise de curto prazo revelou que os desequilíbrios são corrigidos lentamente. Isto significa que existe uma grande defasagem temporal até que o desequilíbrio de longo prazo seja restabelecido.

Os resultados aqui apresentados deverão ser interpretados com certa cautela, visto ser bastante diferenciada a importância relativa da agricultura nas grandes regiões do país. Some-se a isso o fato de os dados disponíveis referirem-se apenas ao período 1970-1995. Contudo, resultados sugerem a necessidade de maior orientação da política agrícola para estimular a mão-de-obra e os insumos modernos.

Como a educação no setor rural sempre foi negligenciada nesse período, o maior investimento em capital humano deve proporcionar impactos significativos sobre o valor da produção e a produtividade do trabalho. Provavelmente, isso poderá ocorrer quando o setor agropecuário contar com um elevado nível de escolaridade, e compatível com o dinamismo da agricultura brasileira.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, Paulo Fernando Cidade *et al.* **O crescimento da agricultura paulista e as instituições de ensino, pesquisa e extensão numa perspectiva de longo prazo: relatório final do projeto contribuição da Fapesp à agricultura do Estado de São Paulo**, FAPESP, 2003, p. 176.

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. Curitiba, 1995. Anais. Brasília: SOBER, 1995. p. 631- 657.

BACCHI, M.R.P. & BURNQUIST, H.L. “Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira”. *In*: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Foz de Iguaçu, PR, 1999. Anais, Brasília: SOBER, 1999.



- BARROS, G.S. de C. “Formação de preços no setor de frango de corte no Brasil”. **Relatório de Pesquisa**. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP. 1994.
- BARROS, A. L. M. *et al.* Análise dos impactos econômicos da pesquisa agrícola em São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP, 2000. [mimeo.]
- BONELLI, R. & FONSECA, R. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. Brasília. IPEA, 1998. 43 p. (Texto para discussão n. 557).
- BONELLI, R & PESSÔA E. P. **O Papel do Estado na Pesquisa Agrícola no Brasil**. Brasília. Ipea, 1998. (Texto para discussão n. 576).
- BOURBONNAIS, R. *Économétrie*. 4e. édition. Dunod, Paris, 2002.
- DIAS, R. S. & BACHA, C. J. C. “Produtividade e progresso tecnológico na agricultura brasileira: 1970-1985”. *In*: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 36, Poços de Caldas, 1998. Anais. Brasília: SOBER, 1998. p. 211-221.
- DICKEY, D. A. & FULLER, W. A. “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root”. *Econometrica*, v. 49, nº 4, p. 1057-1072, jul. 1981.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley, 1995.
- ENGLE, R. F. & GRANGER, C.W.J. “Co integration and error-correction: representation, estimation, and testing”. *Econometrica*. V. 55, p. 251-276, Mar. 1987.
- FERREIRA, Léo da Rocha *et al.* “Determinação do excesso de mão-de-obra na Região de Viçosa, MG, Ano Agrícola 1967/68”. **Revista CERES**, Vol.XVII, julho/set 1970.
- GASQUES, J. G. & CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Crescimento e produtividade da agricultura brasileira**. Brasília, IPEA, (Texto para discussão, nº 502), 1998.
- GUJARATI, D. N. *Basic econometric*. 3ª. Ed. New York: McGraw-Hill, 1995.
- IM, KYUNG SO, M. H. PESARAN & SHIN, Y. *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, University of Cambridge. s/n. 1997.



- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. – Maximum likelihood estimation and inference on co integration with applications to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- LEVIN, A. e CHEN-FU L. – Unit root tests in panel data: New results. University of California in San Diego Discussion Paper, 1993.
- MARGARIDO, M. A.; ANEFALOS, L. C. – Testes de raiz unitária e o software SAS. Agricultura em São Paulo, v. 46, n. 2, p. 19-45, 1999.
- SILVA, G. L. S. P.; CARMO, H. C. E. – Como medir a produtividade agrícola: conceitos, métodos e aplicações no caso de São Paulo. São Paulo: Secretaria da Agricultura e Abastecimento, Instituto de Economia Agrícola, 1986. 29p. (Relatório de Pesquisa IEA, n. 3/86).
- SILVA, L. A. C. – A função de produção da agropecuária brasileira: análise e evolução no período 1975-1885. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 35, Natal, 1997. Anais. Brasília: SOBER, 1997. P 1366.
- SIMS, C. A. - Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, Jan. 1980.