

Produtividade da Agropecuária Brasileira: Análise de Alguns Condicionantes¹

José Garcia Gasques*
Eliana Teles Bastos**
Mirian P.R. Bachi***
Júnia da Conceição*

1. Introdução

Em trabalhos anteriores mostrou-se que no Brasil tem sido grande o interesse de trabalhos utilizando a abordagem da produtividade parcial ao analisar a agricultura brasileira. Talvez um dos motivos dessa escolha seja a dificuldade de trabalhar com indicadores mais abrangentes como a Produtividade Total dos Fatores. De fato, o uso deste indicador encontra a barreira de limitação ou ausência de informações, especialmente em relação aos insumos, embora dificuldades também existam na mensuração do produto. Apesar disso, vários trabalhos têm sido feitos e trazido bons esclarecimentos a respeito do crescimento da agricultura brasileira como Ávila e Evenson (1998), Vicente, Neves e Vicente (1990), Gasques e Conceição (1997), e Gasques e Conceição (2001).

O presente trabalho tem por objetivo obter estimativas da Produtividade Total dos Fatores na Agricultura Brasileira num período de tempo, onde várias transformações ocorreram, e que sem dúvida afetaram o desempenho dos indicadores estimados. Para essa análise, o período considerado é 1975 a 2002. Outro objetivo do estudo é analisar os condicionantes do crescimento da produtividade. São analisadas variáveis como pesquisa, crédito rural e relação de trocas, que supostamente tiveram efeitos sobre os atuais padrões de crescimento da agropecuária no país.

2. Metodologia e Dados

2.1. Estimação da Produtividade Total dos Fatores

A mensuração do índice de PTF se baseará na metodologia usada por Christensen e Jorgenson (1970). Será utilizada a fórmula de Tornqvist, tendo em vista a sua superioridade em relação aos tradicionais índices de Laspeyres e Paache. A principal diferença entre os índices de Laspeyres e Tornqvist é que aquele mantém os preços fixados ao nível de um período base, enquanto o índice de Tornqvist usa os preços tanto para o período base como para o período de comparação. Em Tornqvist os preços variam ano a ano em todo o período analisado, e isto pode, em certos casos ser tomado como uma desvantagem devido à não disponibilidade dos dados de preços para produtos e insumos para todos os anos. O índice de Tornqvist é preferível ao de

¹ Este trabalho foi realizado com recursos do Projeto Rede-IPEA. Agradecemos aos Profs. Rodolfo Hoffmann e Geraldo S. C. Barros pela leitura e sugestões.

* Técnicos de Planejamento e Pesquisa do IPEA

**Estudante de Pós-graduação da UNB e Auxiliar de Pesquisa

***Professora da ESALQ/USP.

Laspeyers porque não requer a suposição irrealista de que todos os insumos são substitutos perfeitos na produção (Ahearn, M. et. al, 1998 e Christensen, 1975).

O índice de Tornqvist é considerado superior aos demais índices por corresponder a uma função de produção mais flexível como a translog conforme foi demonstrado por Diewert (1976). Segundo Christensen (1975) a característica de ser flexível de uma função de produção, é porque ela pode aproximar estruturas de produção com arbitrárias possibilidades de substituição. O aprofundamento sobre a função translog pode ser encontrado em Christensen, Jorgenson e Lau (1971). As propriedades do índice de Tornqvist são detalhadamente discutidas em Nadiri (1970) e Hulten (1973).

Esta abordagem, chamada de abordagem do número-índice ou não-paramétrica tem tido utilização em diversas áreas como agricultura, indústria e infra-estrutura (Gasques e Conceição, 2001). Outra maneira de estimar a produtividade total é através do uso de econometria: calcula-se a variação da produtividade total a partir da mensuração do deslocamento de funções de produção e de custo (Veeman, 1995, p.523).

O Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA) usa o índice de Tornqvist para acompanhar a evolução da PTF da economia americana (Ahearn, M. et. al, 1998) e possui uma série de produtividade total dos fatores desde 1947 (Ball et. al. 1997).

A definição do índice de Tornqvist é a seguinte:

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

Nessa expressão 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.

Aplicando-se logaritmo à expressão acima chega-se à formulação geral de Tornqvist que é a seguinte:

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

O lado esquerdo da expressão (2) define a variação da produtividade total dos fatores entre dois períodos sucessivos de tempo.

O primeiro termo no segundo membro da expressão (2) é o somatório dos logaritmos da razão das quantidades de produto em dois períodos de tempo sucessivos,

ponderados pela participação de cada produto no valor total da produção. O segundo termo é o logaritmo da razão de quantidades de insumos em dois períodos de tempo sucessivos, ponderados pela participação de cada insumo no custo total. Verifica-se, portanto, que a construção do índice de Tornqvist requer a disponibilidade de preços e quantidades para todos os produtos e insumos utilizados (Gasques e Conceição, 2001).

A partir da expressão (2), o Índice de Produtividade Total dos Fatores é obtido da seguinte forma. Inicialmente, obtido o resultado da expressão, calcula-se o exponencial desse resultado para cada ano que se está analisando. Feito isso, para obter o índice de PTF considera-se um ano base como 100 e se encadeiam os índices dos anos subsequentes por meio da seguinte expressão,

$$PTF_t^e = PTF_t \cdot PTF_{t-1}^e,$$

onde os valores sem o sobrescrito e referem-se aos índices antes do encadeamento e os valores com o sobrescrito e são os índices já encadeados. Como se vê, cada índice de PTF é calculado em relação ao período imediatamente anterior e não em relação a um único ano-base. Esse processo de encadementação é explicado por Thirtle e Bottomley (1992) e também por Hoffmann (1988).

2.2. A Utilização do Modelo VAR na Análise dos Condicionantes da Produtividade Total dos Fatores

No presente estudo utilizou-se a metodologia de Auto-Regressão Vetorial (VAR) com identificação pelo processo de Bernanke (1986) para analisar os efeitos das variáveis gastos com pesquisa e crédito rural sobre a produtividade total dos fatores. O uso da metodologia VAR possibilita que sejam obtidas as elasticidades de impulso para k períodos à frente, as quais possibilitam a avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques individuais em cada um dos componentes do modelo, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer². A metodologia VAR possibilita, também, a decomposição histórica da variância dos erros de previsão, k períodos à frente, em percentagens a serem atribuídas a cada variável componente do modelo, permitindo avaliar o poder explicativo de cada variável sobre as demais. A metodologia VAR tem como limitação o fato de ter uma estrutura recursiva para as relações contemporâneas entre as variáveis. O modelo conhecido como VAR estruturado, desenvolvido por Bernanke, supera tal restrição e permite estabelecer relações contemporâneas entre as variáveis (Harvey, 1990 e Hamilton, 1994).

Um modelo VAR estruturado pode ser representado por:

$$\mathbf{B}_0 \mathbf{y}_t = \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

² A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques sem manter a pressuposição de condições *ceteris paribus* para as outras variáveis do modelo.

onde \mathbf{y}_t é um vetor com variáveis de interesse; \mathbf{B}_j são matrizes ($n \times n$) para qualquer j , com \mathbf{B}_0 sendo a matriz de relações contemporâneas e \mathbf{e}_t é um vetor $n \times 1$ de choques ortogonais. Além de se considerar que os componentes de \mathbf{e}_t são não correlacionados serialmente, adota-se a suposição de que eles não têm causa comum, tratando-os como mutuamente não correlacionados, de tal forma que $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t') = \mathbf{D}$. A equação (1) pode ser escrita como:

$$\mathbf{B}(L)\mathbf{y}_t = \mathbf{e}_t \quad (2)$$

onde $\mathbf{B}(L)$ é um polinômio em L ($\mathbf{B}_0 + \mathbf{B}_1L + \mathbf{B}_2L^2 + \dots + \mathbf{B}_pL^p$) com L sendo o operador de defasagem tal que $L^j y_t = y_{t-j}$ para j inteiro.

Para a estimação do modelo, pré-multiplica-se (2) por \mathbf{B}_0^{-1} e obtém-se a forma reduzida:

$$\mathbf{A}(L)\mathbf{y}_t = \mathbf{u}_t \quad (3)$$

na qual $\mathbf{A}(L) = \mathbf{B}_0^{-1}\mathbf{B}(L)$, $\mathbf{A}_0 = \mathbf{I}_n$ e $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}_0^{-1}\mathbf{e}_t$. A equação (3) pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários e com o uso do procedimento de Bernanke pode-se estimar, através da maximização da função de verossimilhança, os coeficientes de \mathbf{B}_0 e \mathbf{D} .

Se o processo é estacionário, a equação (3) pode ser escrita na forma de média móvel (Lütkepohl, 1991):

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}(L)\mathbf{u}_t \quad (4)$$

na qual $\mathbf{C}(L)$, que é estimado conhecendo-se $\mathbf{A}(L)$, é um polinômio de ordem infinita de matrizes \mathbf{C}_j . Escrevendo a equação (4) em termos de \mathbf{e}_t tem-se

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}(L)\mathbf{B}_0^{-1}\mathbf{e}_t \quad (5)$$

Essa equação pode ser usada para analisar os efeitos dos choques e a decomposição da variância do erro de previsão. O modelo, conforme descrito, requer o uso de séries estacionárias ou séries que se tornam estacionárias após a diferenciação, objetivando evitar obter um relacionamento espúrio entre as variáveis. Para testar a estacionariedade das séries, utilizaram-se os testes de Dickey-Fuller. Se as séries são integradas de mesma ordem e co-integradas, um termo de correção de erro deve ser incluído no modelo, sem o que ocorre erro de especificação [Engle & Granger (1987) e Johansen & Juselius (1990)].

Diversos estudos tratam de estabelecer procedimentos para verificar a ordem de integração de uma série temporal. Dentre os procedimentos existentes, os de Fuller (1976), complementados pelos de Dickey & Fuller (1979 e 1981), tem sido bastante utilizados. Pressupondo que a série é gerada por um processo auto-regressivo de ordem p [AR(p)], o seguinte modelo pode ser utilizado para testar raiz unitária:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta T + \eta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta x_{t-1} + e_t \quad (6)$$

sendo: $\eta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$; $\theta_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$; e $T =$ tendência determinista do modelo. Os testes de AIC (AKAIKE Information Criterion) e SC (SCHWARZ Criterion) numa versão uniequacional podem ser utilizados para a determinação do valor de p , de forma a se obter resíduos não correlacionados, ou seja, ruído branco (Lütkepohl, 1991). O teste Q de Ljung Box, por sua vez, dá uma indicação da existência ou não de autocorrelação serial, podendo ser utilizado como procedimento auxiliar na determinação do valor de p .

Os testes de Dickey & Fuller consistem na utilização das estatísticas $\tau_{\beta\tau}$ e $\tau_{\alpha\mu}$ que avaliam a significância dos coeficientes da variável tendência (β) do modelo que inclui essa variável e da constante no modelo no qual a tendência é excluída. São utilizadas as estatísticas τ_{τ} , τ_{μ} e τ , as quais correspondem aos coeficientes da variável defasada (η) do modelo com constante e tendência, apenas constante e sem constante e tendência, respectivamente.

O teste é repetido, quando necessário, fazendo-se diferenças sucessivas da série. O número de raízes unitárias (ordem de integração) é dado pelo número de vezes que a série deve ser diferenciada para se tornar estacionária.

Se as variáveis são integradas de mesma ordem, um próximo passo seria testar a existência de co-integração entre elas. O conceito de co-integração está relacionado com uma relação de equilíbrio no longo prazo entre as variáveis. O procedimento de Johansen (1988) é indicado para testar co-integração quando se trata de modelo multi-equacional.

2.3. Os Dados

Pela definição de produtividade total dos fatores como uma medida representada pela relação entre um índice agregado de produto total e um índice agregado de insumo total, serão apresentadas inicialmente as informações para a obtenção do índice de produto e logo em seguida as referentes à construção dos índices de insumos.

Para a estimação do índice agregado de produto no período 1975 a 2002, foram utilizadas as seguintes informações.

O índice de produto foi construído agregando através de seus respectivos preços, 66 produtos das lavouras permanentes e temporárias cujas informações são publicadas pelo IBGE na pesquisa Produção Agrícola Municipal (PAM) e no Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA). Os preços utilizados para a obtenção do Valor de Produção e para agregar as diferentes lavouras, são os preços médios anuais recebidos pelos agricultores, divulgados pela Fundação Getúlio Vargas. A obtenção do valor da produção é um passo necessário na construção do índice de Tornqvist para se obter as participações de cada produto no valor total da produção.

Não é necessário trabalhar com valores deflacionados, pois como foi visto o índice de Tornqvist é estimado a partir das participações de cada produto, o que dispensa a atualização da moeda.

No caso da pecuária, por meio de um procedimento análogo ao das lavouras, foi também possível obter as participações de cada produto animal no valor da produção.

A produção da pecuária utilizada neste trabalho é formada por dois subgrupos de produtos. O primeiro é formado por bovinos, suínos e aves, onde as quantidades são expressas em peso de carcaças. A fonte dessas informações é o IBGE, e se encontram no Anuário Estatístico do Brasil. As informações dos últimos 4 a 5 anos que não se encontravam nessa publicação, nos foram fornecidas pelo DEAGRO/IBGE. Os preços referentes a esses produtos são os preços recebidos pelos produtores, e publicados pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). O outro subgrupo que compõe a pecuária, é formado por: leite, lã, ovos de galinha, ovos de codorna, ovos de outras aves, mel de abelha, cera de abelha, casulos do bicho da seda. As quantidades e valor desses produtos foram obtidos no IBGE e são publicados em Produção da Pecuária Municipal (PPM).

O índice agregado de insumos foi estimado utilizando os seguintes fatores: terra, pessoal ocupado, máquinas agrícolas automotrizes, fertilizantes (nitrogenados, fosfatados e potássicos) e defensivos agrícolas (inseticidas, acaricidas, formicidas, herbicidas e outros). As fontes e as definições de quantidades e valores desses fatores são as seguintes:

2.3.1. Terra

É a área colhida com lavouras temporárias, lavouras permanentes e com pastagens, naturais e plantadas. Essas informações são do IBGE. O custo das terras de lavouras foi obtido multiplicando as áreas ocupadas em cada ano com lavouras pelo preço médio anual dos arrendamentos em dinheiro de terras de lavouras, publicados pela Fundação Getúlio Vargas. Do mesmo modo, o custo da utilização das áreas de pastagens foi calculado multiplicando o preço médio anual do arrendamento das terras para explorações animais da FGV pela área ocupada por pastagens.

Nesse cálculo do custo das áreas utilizadas com pastagens, a série de dados anuais de área foi obtida a partir das informações dos anos censitários: 1975, 1980, 1985 e 1995/96. Foi calculada nesses anos a relação entre área ocupada e efetivo de bovinos. A relação obtida foi multiplicada nos anos entre censos pelo efetivo de bovinos que é uma informação publicada anualmente pelo IBGE no Anuário Estatístico do Brasil. O resultado dessa multiplicação dá a área de pastagens. Desse modo, a partir dos quatro pontos dos anos de censo obtiveram-se as informações sobre a área com pastagem no período 1975 a 2002.

2.3.2. Mão-de-Obra

A fonte de informações para mão-de-obra ocupada é a PNAD do IBGE por ser a única que publica dados anuais de pessoal ocupado e rendimentos do trabalho segundo ramos de atividades. A quantidade de mão-de-obra refere-se ao total de pessoas de 10 anos ou mais de idade ocupadas na atividade agrícola como trabalho principal. A série de dados utilizada levou em conta mudanças na metodologia da PNAD ocorridas em 1992. A partir desse ano, foram computadas as pessoas que estavam na agricultura, mesmo que não estivessem desenvolvendo trabalhos agrícolas, como os ocupados na produção para o próprio consumo, os em atividade de construção para o próprio uso e os não-remunerados que trabalhavam menos de catorze horas por semana. Isso acarretaria

uma superestimação do pessoal ocupado comparativamente ao período anterior a 1992, que não considerava esse tipo de informação. Por essa razão, para os anos 1992, 1993 e 1995, já que em 1994 não foi feita a PNAD, utilizou-se uma tabulação cedida pelo IBGE, também usada em trabalho anterior (Gasques e Conceição, 1997). Essa série, de 1975 a 1995, foi atualizada até 2001 com as informações fornecidas por Mauro Del Grossi, compatíveis com a série anterior por serem também da PNAD. Para estimar o custo da mão-de-obra em cada ano, multiplicou-se o ponto médio de cada classe de rendimento da PNAD, que é expresso em número de salários-mínimos, pelo número de pessoas ocupadas por classe de rendimento. Esse produto gerou um montante em salários mínimos, que foi transformado em moeda corrente através do valor do salário mínimo médio do ano.

2.3.3. Máquinas Agrícolas Automotrizes

A obtenção das informações referentes ao capital sob a forma de máquinas e equipamentos, também apresentou dificuldades devido à ausência de informações sobre seus serviços. Entretanto, o uso do estoque de capital e não de seus serviços também é um procedimento usual na literatura (Christensen e Jorgenson, 1970, p. 47). Há uma boa discussão para a obtenção do estoque de tratores em Barros (1999), mas infelizmente, as séries por ele estimadas chegam apenas a 1997. Utilizou-se neste trabalho um procedimento semelhante ao usado por Gasques e Conceição (1997). Como estimativas de valor para a obtenção das participações de máquinas e equipamentos no custo total, utilizou-se o faturamento líquido, definido pela Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA), como sendo a soma das vendas de máquinas e peças de reposição. A quantidade de máquinas, por sua vez, refere-se ao número de unidades de máquinas agrícolas automotrizes vendidas anualmente (produção interna e importação) obtidas também na ANFAVEA. Para obter o estoque de máquinas foi adotado o seguinte procedimento. O número de unidades vendidas anualmente foi acumulado ano a ano, até 2002. A partir de 2002, subtraiu-se a cada dezesseis anos o número de unidades adquiridas, pois supôs-se uma depreciação linear anual de 6 por cento (ver Barros, 1999). Por exemplo, o estoque em 2002 foi obtido subtraindo do número de vendas de máquinas acumuladas nesse ano (1.417.341), o número de unidades vendidas até 1987 (990.023); o estoque em 2002, obtido pela subtração da quantidade de vendas acumuladas até esse ano pelo número de unidades vendidas até 1986, e assim sucessivamente.

2.3.4. Defensivos Agrícolas e Fertilizantes

Na categoria de defensivos agrícolas são incluídos os inseticidas, acaricidas, formicidas, herbicidas e outros. As informações de quantidade e de valor referem-se ao consumo aparente do princípio ativo, e a fonte é o Anuário Estatístico do Brasil do IBGE. Como as informações sobre esses insumos foram publicados até 1998, a série até 2002 foi obtida através de projeções de quantidades e de valores, obtidas por taxas geométricas de crescimento.

Com relação aos fertilizantes, as informações coletadas se referem ao consumo aparente de nutrientes de nitrogenados, fosfatados e potássicos. O Anuário Estatístico do IBGE publica apenas as informações sobre consumo aparente, de modo que os preços médios de fertilizantes são os da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Como as informações sobre o consumo aparente de fertilizantes estavam disponíveis somente até

o ano de 1999, a atualização até o ano de 2002 foi feita através de projeção pela taxa geométrica de crescimento a partir dos anos anteriores desde 1975.

Como as características de produtos químicos, especialmente defensivos e fertilizantes mudam com o tempo, alguns trabalhos têm utilizado uma técnica de regressão que leva em conta a mudança de qualidade dos insumos. Para isto são construídos índices de preço de fertilizantes e agrotóxicos usando a técnica de “hedonic regression”, onde o coeficiente associado a uma variável “dummy” pode ser interpretado como um índice de preço ajustado para mudança de qualidade (Ahearn, M. et. al, 1998 p.18).

3. Resultados

3.1. Estimativas da Produtividade Total dos Fatores (PTF)

As estimativas da PTF, índice do produto e índice de insumos obtidas através do índice de Tornqvist são apresentadas na Tabela 1. Verifica-se que partindo-se de 100 em 1975, o crescimento do índice de produto foi muito superior ao índice de insumos o que revela um crescimento devido à produtividade. No período de 1975-2002, o produto agropecuário cresceu a uma taxa média anual de 3,28 por cento, enquanto que o índice agregado de insumos cresceu a uma taxa negativa. Este crescimento negativo no uso de fatores de produção se deveu, como se nota na tabela, aos sinais negativos das taxas de crescimento do índices de mão-de-obra e terra.

A produtividade total dos fatores cresceu no período 1975-2002 a uma taxa média anual de 3,30 por cento. Embora essa taxa possa ser considerada elevada, as taxas obtidas a partir dos anos noventa revelam estimativas também elevadas para o crescimento da PTF. Na década de noventa a taxa média anual de crescimento da PTF foi de 4,88 por cento e no início dos anos 2000, de 6,04 por cento (Tabela 1).

A Tabela 1 apresenta também as estimativas dos Índices de Produto, Insumos e também para os índices desagregados de mão-de-obra, terra e capital. Outra evidência direta do crescimento da agropecuária baseado nos acréscimos da PTF pode ser notada nessa tabela ao observar que entre 1975 a 2002 enquanto o índice de produto cresceu 160,66 por cento, o índice de insumos aumentou 21,12 por cento. Esse resultado pode ser melhor qualificado pela taxa anual de crescimento que é negativa para o agregado de insumos e para o índice de mão-de-obra e índice de terra. Apenas o índice de capital evidenciou uma taxa anual de crescimento positiva entre 1975 e 2002. Esses resultados mostram que o crescimento anual médio de 3,28 por cento no período 1975 a 2002, do índice de produto vem-se dando com redução do uso de insumos e do emprego de mão-de-obra. A comparação do índice de produto e do índice de insumos, mostra que o produto agropecuário vem crescendo por efeitos dos acréscimos da produtividade total dos fatores. Esse comportamento irregular da PTF no início da série se deve a uma grande variação nos dados de área de pastagens nos anos 1975 a 1977. Como vimos as pastagens representam o insumo de maior valor na construção do índice de insumos, suas variações tem efeito no comportamento da PTF

Ao longo do período analisado (1975-2002), a produtividade da terra foi o principal componente associado aos acréscimo da PTF. Como se sabe, a produtividade da terra é influenciada principalmente por Pesquisa e Desenvolvimento, a cargo de instituições públicas como a Embrapa e instituições privadas. Vê-se que no período

mencionado a taxa anual de crescimento da produtividade da terra, 3,82 por cento, foi até mesmo superior à taxa anual da PTF, 3,30 por cento. Mas os efeitos da produtividade da mão-de-obra e do capital sobre a PTF também foram expressivos, como pode ser constatado pelas taxas de crescimento de 3,37 por cento e 2,69 por cento, respectivamente (Tabela 2).

Estimativas recentes para a produtividade em São Paulo no período 1995 a 2002 foram obtidas por Vicente (2003), porém a taxa de crescimento obtida é menor que a taxa encontrada neste trabalho para o Brasil (Tabela 3).

Tabela 1 – Índices de Tornqvist para a PTF, Produto e Insumos

Ano	Índice Produto	Índice Insumos	PTF	Índice Mão-de-Obra	Índice Terra	Índice Capital
1975	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1976	99,04	143,66	68,94	100,00	187,62	110,01
1977	113,64	176,70	64,31	100,40	271,95	114,35
1978	111,42	113,08	98,53	99,75	109,00	117,61
1979	116,75	116,86	99,90	99,63	112,49	121,85
1980	125,22	114,94	108,94	97,43	112,17	120,90
1981	133,80	115,95	115,39	98,25	114,60	119,41
1982	133,09	118,41	112,40	99,23	118,31	119,42
1983	133,24	117,89	113,02	98,02	114,67	123,64
1984	139,77	123,19	113,46	100,13	121,72	124,51
1985	158,00	123,93	127,50	100,34	117,32	130,47
1986	142,77	127,42	112,04	99,54	122,51	133,14
1987	158,11	129,79	121,82	99,36	126,07	134,49
1988	164,45	132,41	124,20	99,44	131,56	134,02
1989	171,96	133,92	128,41	99,31	136,62	132,19
1990	165,28	133,40	123,89	99,43	136,09	131,53
1991	170,18	135,20	125,87	98,10	142,21	131,03
1992	180,50	137,07	131,69	99,48	145,14	130,12
1993	177,87	135,88	130,90	99,32	142,30	130,63
1994	191,85	139,79	137,24	99,03	150,71	130,93
1995	196,55	120,87	162,62	99,33	113,99	129,02
1996	193,37	117,05	165,21	97,91	108,03	129,54
1997	200,28	119,62	167,43	98,02	111,75	130,62
1998	206,85	119,35	173,30	97,20	112,53	130,24
1999	223,19	121,36	183,90	98,26	115,34	129,96
2000	232,46	121,46	191,40	97,39	117,43	128,99
2001	251,36	121,26	207,30	96,59	118,84	128,09
2002	260,66	121,12	215,21	96,36	120,05	126,81

Taxas Anuais de Crescimento

Período	Índice Produto	PTF	Índice Insumos	Índice Mão-de-Obra	Índice Terra	Índice Capital
1975-2002	3,28	3,30	-0,02	-0,09	-0,52	0,57
1975-1979	4,37	3,62	0,73	-0,10	-3,03	4,73
1980-1989	3,38	1,52	1,84	0,19	1,97	1,51
1990-1999	2,99	4,88	-1,80	-0,17	-3,30	-0,10
2000-2002	5,89	6,04	-0,14	-0,53	1,11	-0,85

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: Para a obtenção da taxa de crescimento foi feita uma regressão do logaritmo do índice contra a variável tendência. A taxa anual de crescimento foi obtida subtraindo 1 do expoente do coeficiente da variável tendência.

Tabela 2 – Índice de Tornqvist das Produtividades Parciais da Terra, Trabalho e Capital

Ano	Produtividade Terra	Produtividade Mão-de-Obra	Produtividade Capital
1975	100,00	100,00	100,00
1976	52,79	99,04	90,03
1977	41,79	113,18	99,38
1978	102,22	111,70	94,74
1979	103,78	117,19	95,81
1980	111,63	128,53	103,58
1981	116,75	136,18	112,04
1982	112,49	134,12	111,45
1983	116,20	135,93	107,76
1984	114,83	139,59	112,26
1985	134,68	157,47	121,11
1986	116,53	143,43	107,23
1987	125,42	159,14	117,57
1988	125,00	165,37	122,70
1989	125,87	173,17	130,08
1990	121,45	166,23	125,66
1991	119,67	173,48	129,88
1992	124,36	181,45	138,72
1993	124,99	179,08	136,16
1994	127,30	193,73	146,53
1995	172,43	197,87	152,34
1996	179,01	197,51	149,28
1997	179,21	204,32	153,32
1998	183,81	212,80	158,82
1999	193,51	227,13	171,74
2000	197,95	238,70	180,22
2001	211,51	260,24	196,23
2002	217,13	270,50	205,55

Taxas Anuais de Crescimento das Produtividades Parciais na
Agropecuária Brasileira

Período	Produtividade Terra	Produtividade Mão-de-Obra	Produtividade Capital
1975-2002	3,82	3,37	2,69
1975-1979	7,63	4,47	-0,34
1980-1989	1,39	3,19	1,84
1990-1999	6,51	3,17	3,10
2000-2002	4,73	6,45	6,80

Fonte: Dados do Trabalho

Nota: Para a obtenção da taxa de crescimento foi feita uma regressão do logaritmo do índice de PTF ou de outra produtividade contra a variável tendência. A taxa anual de crescimento foi obtida subtraindo 1 do expoente do coeficiente da variável tendência.

Tabela 3 - Produtividade Total dos Fatores em São Paulo

Anos	PTF
1995	100,00
1996	87,91
1997	90,71
1998	95,23
1999	90,87
2000	100,22
2001	106,08
2002	113,22
Taxa Anual (%)*	2,483

Fonte: Vicente, (2003).

* Estimativas dos autores.

O crescimento da produtividade da agricultura brasileira tem sido superior ao da produtividade americana (Tabela 4). A tabela mostra os índices de produtividade total nos EUA no período 1990-1999 e que resultam numa taxa média anual de 1,57 por cento, abaixo da taxa média brasileira nos últimos anos, de 3,30 por cento. Num período longo, 1948-1994, Ahearn, M. et. al, (1998) estimaram uma taxa anual de crescimento da PTF nesse país de 1,94 por cento, o que pode ser considerada uma taxa alta para um período longo. Outras evidências sobre o crescimento da PTF para os Estados Unidos podem ser encontradas em Ball, et. al, (1997). Estes autores concluíram que o crescimento da produtividade tem sido o principal fator responsável pelo crescimento da economia americana (p. 1062).

Tabela 4 - Agricultural Productivity: index-numbers (1996=100) of farm output per unit of input, United States, 1990-1999

Ano	Productivity (1)
1990	0,886
1991	0,887
1992	0,955
1993	0,908
1994	1,005
1995	0,932
1996	1,000
1997	1,015
1998	1,011
1999	1,006
Taxa Anual (%)*	1,574

(1) Productivity is the input-output ratio.

Source: USDA

* Estimativas dos Autores

3.2. Condicionantes da Produtividade Total dos Fatores

Resultados do Modelo VAR estrutural com duas defasagens e tendência no período 1975 a 2002

Os resultados dos testes de raiz unitária indicam que as séries produtividade total dos fatores e gasto com pesquisa são estacionárias. No caso da série crédito rural, os resultados indicam que ela é integrada de ordem um. No entanto, essa série foi tomada como estacionária, considerando que os testes de raiz unitária não permitem distinguir, muitas vezes, séries que são estacionárias em torno de uma tendência determinista, de séries que têm tendência estocástica, e portanto, necessitam ser diferenciadas para se tornarem estacionárias. Os testes de raiz unitária têm baixo poder indicando, muitas vezes, raiz unitária no processo gerador da série temporal quando ela, na verdade, não existe. É importante mencionar ainda que o pequeno número de observações da amostra pode comprometer os resultados desses testes. Dessa forma, optou-se por ajustar o modelo com as séries no nível com os dados transformados em logaritmos, de forma que os valores obtidos na matriz de relações contemporâneas e na função de impulso-resposta são as próprias elasticidades.

Tabela 5 - Testes de raiz unitária de Dickey e Fuller para as séries de produtividade total dos fatores, gasto com pesquisa e crédito rural.

Séries	Estatísticas				
	$\tau_{\beta\tau}$	τ_{τ}	$\tau_{\alpha\mu}$	τ_{μ}	τ
Produtividade total dos fatores	3,899*	-3,841*	-	-	-
Gastos com pesquisa	1,041	-4,928*	-	-	-
Crédito rural	-1,742	-2,264	1,498	-1,514	-0,667
Crédito rural (nas diferenças)	-	-	-	-	-5,364

Obs: Os testes de raiz unitária são feitos com base nos procedimentos apresentados em Enders (1995). Os critérios de AKAIKE e SCHWARZ e o teste Q indicaram que os três modelos deveriam ser ajustados sem defasagem da variável dependente.

Os valores obtidos na matriz de relações contemporâneas indicam que uma variação de 1% nos gastos em pesquisa tem um impacto imediato da ordem de 0,17% na produtividade total dos fatores. No caso do crédito rural, o efeito é menor (0,06%) (Tabela 6). No entanto, os resultados da função de impulso resposta apresentados abaixo indicam que um impacto maior sobre a produtividade total dos fatores ocorre no segundo ano após ocorrer o choque, tanto no caso da variável gasto com pesquisa como no caso do crédito. Esses efeitos são da ordem de 0,22% e 0,11%, respectivamente, e tendem a desaparecer no tempo (Figuras 1 e 2).

É importante aqui fazer algumas considerações sobre o efeito decrescente dos choques nas variáveis gastos com pesquisa e crédito sobre a produtividade total dos fatores. Observa-se um efeito não cumulativo desses choques sobre a produtividade total dos fatores, fato que pode ser explicado pelo reflexo dos ganhos em produtividade sobre os preços dos produtos. Espera-se que os ganhos em produtividade decorrentes de variações em gastos com pesquisa e crédito sejam permanentes e acumulativos, no entanto, esses ganhos, ao se traduzirem em queda de preço, tendem, sob a ótica do produtor, a desaparecer no tempo.

Tabela 6 - Relações contemporâneas entre produtividade total dos fatores e gasto com pesquisa e crédito Rural.

Variável	Valor do coeficiente	Desvio-Padrão
Gastos com pesquisa	0,17454	0,12602
Crédito Rural	0,06410	0,05657

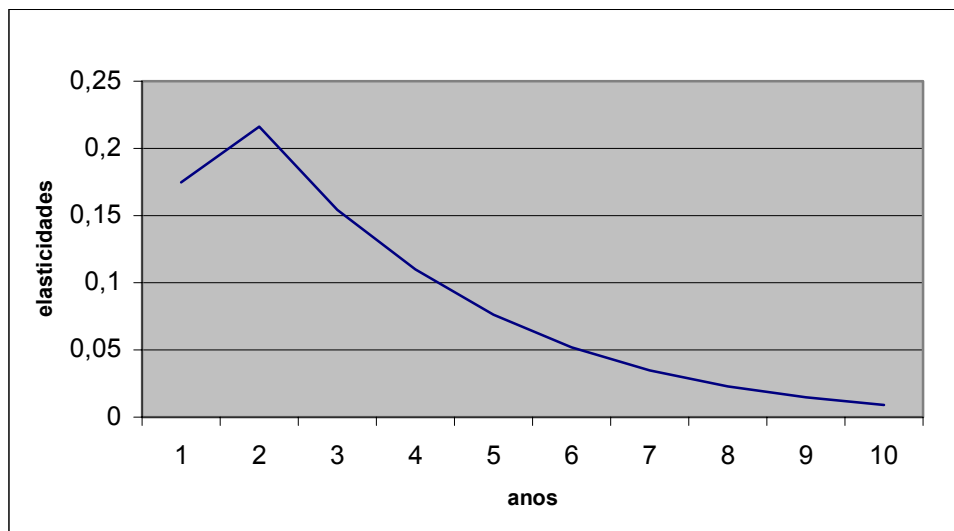


Figura 1 - Impacto de choque na série gasto com pesquisa sobre a produtividade total dos fatores.

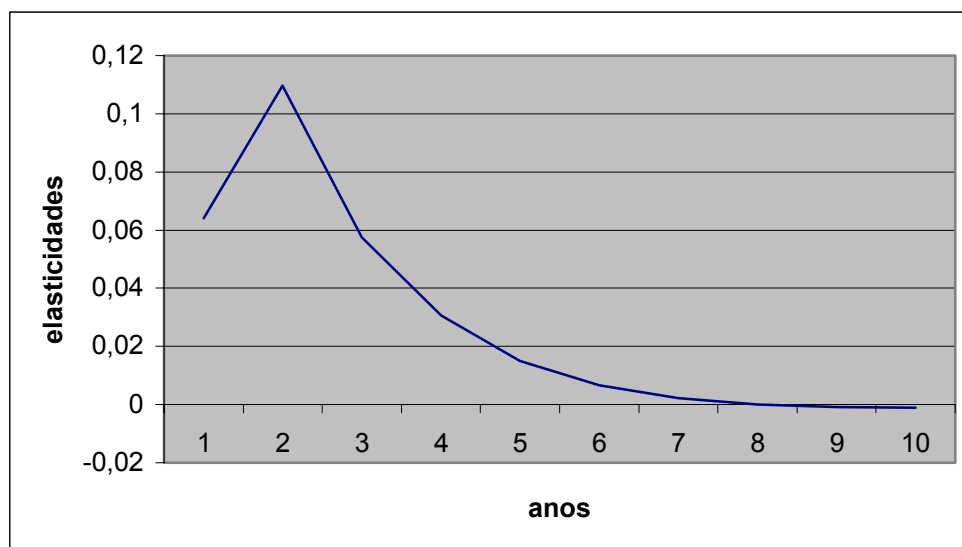


Figura 2 - Impacto de choque na série de crédito rural sobre a produtividade total de fatores.

Como uma variável tendência foi incluída no modelo para representar o efeito acumulativo dos ganhos em produtividade, os choques devem ser olhados como convergindo para um ponto sobre a linha de tendência.

A decomposição da variância do erro de previsão da série produtividade total dos fatores, apresentada na Tabela 7, mostra que o gasto com pesquisa explica aproximadamente 6 a 18% da variância do erro de previsão da série produtividade total dos fatores, enquanto o crédito rural explica aproximadamente 4 a 15% daquela variância.

Tabela 7 – Decomposição da variância do erro de previsão da série produtividade total dos fatores

Ano	Produtividade total dos fatores	Gasto com pesquisa	Crédito rural
1	89,274	6,426	4,300
2	73,751	12,870	13,380
3	69,631	15,520	14,849
4	68,100	16,829	15,072
5	67,489	17,467	15,044
6	67,237	17,767	14,996
7	67,130	17,903	14,967
8	67,084	17,962	14,954
9	67,065	17,986	14,949
10	67,056	17,996	14,948

Em função do pequeno número de observações disponíveis para a variável relação de troca (1986 a 2002), deixou-se de incluir essa variável no modelo que explica a produtividade total dos fatores. No entanto, buscando ter alguma informação sobre a relação dessa variável foi ajustada uma função utilizando a metodologia de análise de regressão múltipla. Em função do citado pequeno número de observações da amostra, optou-se por um modelo parcimonioso que além da variável explicativa (relação de troca) e da constante, incluía apenas uma variável representando a tendência. O modelo foi ajustado com os dados nos logaritmos, de modo que os coeficientes, também nesse caso, são as próprias elasticidades.

A função de correlação cruzada entre as variáveis: produtividade total dos fatores e relação de troca (obtida com os resíduos de modelos auto-regressivos especificados para essas variáveis), indicou que o maior efeito da segunda variável sobre a primeira ocorre com dois anos de defasagem. Dessa forma, o seguinte modelo foi ajustado:

$$PTF_t = \alpha + \beta t + \gamma rpre_{t-2} + u_t$$

no qual

PTF é a produtividade total de fatores

rpre é a relação de troca

gerando os seguintes resultados:

$$PTF_t = 4,019 + 0,039 t + 0,145 rpre_{t-2} + u_t$$

6,048 8,788 0,903

Obs: Os valores abaixo dos coeficientes são os respectivos testes t .

O coeficiente de determinação encontrado foi de 0,95, mas o coeficiente da variável relação de preços apresentou-se não significativo, apesar de seu sinal estar de acordo com o esperado. Os resultados apontavam correlação de resíduos de primeira ordem, expressa pelo valor do teste Durbin Watson. Visando sanar esse problema, especificou-se um modelo alternativo incluindo uma defasagem da variável dependente. Nesse caso, o coeficiente de determinação encontrado foi de 0,97. No entanto, o coeficiente da variável relação de preços apresentou-se não significativo estatisticamente, embora também nesse caso tenha-se observado que o sinal está de acordo com o esperado.

$$PTF_t = 1,619 + 0,019 t + 0,104 rpre_{t-2} + 0,558 ptf_{t-1} + u_t$$

1,519 2,099 0,779 2,619

Os resultados apontam que gasto com pesquisa e o crédito rural têm efeito sobre a produtividade total dos fatores e que os efeitos mais expressivos, como esperado, ocorrem com defasagens. No caso da relação de preços, não se observou relação significativa estatisticamente entre essa variável e a produtividade total de fatores. Prefere-se acreditar, no entanto, que o pequeno número de observações da amostra não permitiu que um padrão sistemático de associação entre essa variável fosse captado.

4. Sumário e Conclusões

Este trabalho estimou para o período 1975 a 2002, índices de produtividade total dos fatores para a agricultura brasileira usando a metodologia de Tornqvist. Nesse período, a produtividade total dos fatores cresceu a uma taxa média anual de 3,30 por cento. Essa taxa pode ser considerada elevada se comparada a outros países, como Estados Unidos cujo crescimento da PTF têm sido de 1,57 por cento ao ano. Olhando os resultados obtidos para as produtividades parciais, destacou-se o aumento da produtividade da terra cuja taxa anual foi de 3,82 por cento, seguida pela produtividade de mão-de-obra (3,37 por cento) e do capital (2,69 por cento).

A agricultura brasileira vem crescendo a uma taxa média anual de 3,28 por cento no período 1975 a 2002. Esse crescimento do índice de produto vem-se dando com taxas negativas do uso de insumos, de mão-de-obra e de terra. É um crescimento que tem se apoiado na redução do uso de fatores de produção.

A análise dos condicionantes da produtividade total dos fatores concluiu que uma variação de 1% nos gastos em pesquisa tem um impacto imediato da ordem de 0,17 por cento na produtividade total dos fatores. No caso do crédito rural, o efeito é menor, 0,06 por cento. Os resultados da aplicação do modelo VAR indicaram ainda que um impacto maior sobre a produtividade total dos fatores ocorre no segundo ano após ocorrer o choque na variável gasto com pesquisa e na variável crédito rural. Esses efeitos foram da ordem de 0,22 por cento e 0,11 por cento, respectivamente e desaparecem após o terceiro ano.

A análise do poder explicativo das variáveis consideradas no modelo mostrou que gasto com pesquisa é mais importante que o crédito rural na explicação da produtividade total dos fatores. Gasto com pesquisa explicou aproximadamente 6 a 18 por cento da variância do erro de previsão da série produtividade total dos fatores, enquanto o crédito rural explica aproximadamente 4 a 15 por cento daquela variância. A experiência de países industrializados sugere que a longo prazo, a PTF no setor agrícola deve crescer de 1,5 a 2,0 por cento ao ano e que dois terços desse crescimento serão devidos ao investimento em pesquisa e extensão.

A análise da associação entre a produtividade total dos fatores e relação de troca para o período 1986 a 2002, mostrou que o coeficiente da relação de troca apresentou-se não significativo estatisticamente, embora tenha-se observado que o sinal (positivo) está de acordo com o esperado.

5. Bibliografia

- AHEARN, M. et al. Agricultural Productivity in the United States, USDA, Economic Research Service, 1998.
- ALVES, E. R. A Produtividade da Agricultura Brasileira, 1979.
- ANFAVEA-Associação Nacional dos Fabricantes de Autoveículos. Anuário Estatístico. www.anfavea.com.br.
- ÁVILA e EVENSON – Total Factor Productivity Growth in the Brazilian Agriculture and the Role of Agricultural Research, Sober, XXXIII, Curitiba, 1995.
- BALL, V. E. et al. Agricultural Productivity Revisited, Amer. J. Agr. Econ. 79 (November 1997): 1045-1063.
- BARROS, A. L. M. Capital, Produtividade e Crescimento da Agricultura: O Brasil de 1970 a 1995. Tese Apresentada a Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP, para obtenção do título de Doutor, Piracicaba, 1999.
- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25:49-100. 1986.
- CHRISTENSEN, L. R. Concepts and Measurement of Agricultural Productivity. *American Journal Agr. Econ.* 57, december, 1975.
- CHRISTENSEN, L.R. and JORGENSEN, D. U.S. Real Product and Real Factor Input, 1929-1967. *Income and Wealth*, 16, number 1, march 1970.
- CHRISTENSEN, L.R., JORGENSEN, D.W. and Lau, L.J. Conjugate Duality and the Transcendental logarithmic Production Function. *Econometrica*, 39, 1971
- DICKEY, D. A. and FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-31. 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1057-72. 1981.
- DIERT, W. E. Exact and Superlative Index Numbers. *J. Econometrics*, 4, may, 1976.
- ENDERS, W. *Applied econometric times series*. John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-76. 1987.
- FAO – The State of Food and Agriculture – Lessons from the past 50 years, Rome, 2000.
- FGV-Fundação Getúlio Vargas – Preços dos Arrendamentos de Lavouras e Pastagens. [Http://fgvdados.fgv.br](http://fgvdados.fgv.br).
- FGV-Fundação Getúlio Vargas – Preços Recebidos pelos Agricultores. [Http://fgvdados.fgv.br](http://fgvdados.fgv.br).
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiler. 1976.
- GASQUES, J. G. e CONCEIÇÃO, J. C. Crescimento e Produtividade da Agricultura Brasileira, Brasília, IPEA. Texto para Discussão n. 502, 1997, 21 p.
- GASQUES, J. G. e CONCEIÇÃO, J. C. Transformações Estruturais da Agricultura e Produtividade Total dos Fatores. In: Gasques, J.G. e Conceição, J. C. Transformações da Agricultura e Políticas Públicas, IPEA, Brasília, 2001.
- GRILICHES, Z. Measuring inputs in agriculture: a critical survey. *Journal of Farm Economics*, v. 42, n.s, 1960.

- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princenton University Press. Princenton. New Jersey, 1994.
- HARVEY, A. *The econometric analysis of time series*. MIT Press. Cambridge, Massachusetts, 1990.
- HOFFMANN, R. *Estatística para Economistas*, 3ª ed. São Paulo, Thomson, Pioneira, 1988.
- HULTEN, C. P. *Divisia Index Numbers*, *Econometrica*, 41, n. 6, nov. 1973.
- IBGE – Anuário Estatístico do Brasil – Vários Anos.
- IBGE – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Vários Anos.
- IBGE – Produção Agrícola Municipal – Vários Anos. www.ibge.gov.br.
- IBGE – Produção da Pecuária Municipal – Vários Anos. www.ibge.gov.br
- JOHANSEN, S. *Statistical analysis of cointegration vectors*. *J. of Economic Dynamics and Control*, 12:231-54. 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-219. 1990.
- LÜTKEPOHL, H. *Introduction to multiple time series analysis*. Springer-Verlag. Berlin, 1991.
- MURGAI, A. and BYERLEE - (2001).
- NADIRI, M. J. *Some Approaches to the theory and Measurement of Total Factor Productivity: a survey*, *Economic Literature*, VIII, n. 4, dec. 1970.
- PRESCOTT, E.C. *Needed: Theory of Total Factor Productivity*, Federal Reserve Bank of Minneapolis and Research Department Staff Report 242, december 1997.
- ROSEGRANT, M. W. and EVENSON, R. E. (1992) *Agricultural Productivity and Sources of growth in South Asia*. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 74, n. 3, august 1992.
- THIRTLE, C. E. and BOTTOMLEY, P. *Total Productivity in UK Agriculture, 1967-90*. *Journal of Agricultural Economics*, v. 43, n. 3 p. 381-400, sept. 1992
- USDA-Department of Agricultural of United States. www.usda.gov
- VEEMAN, T.S. *Agricultural and Resources Economics: Challenges for the 21 st century*. *Can. J. Agric. Econ.* 43, 1995.
- VICENTE, J. R. e MARTINS, R. *Produção, Produtividade e Relações de Troca da Agricultura Paulista, 2003* (mimeo).
- VICENTE, J. R., NEVES, E. M. e VICENTE, M. C. M. *Contribuição da Educação, Pesquisa e Assistência Técnica para a Elevação da Produtividade Agrícola na década de 70*, *Anais do XXVIII Congresso Brasileiro da Sober*, Florianópolis, SC, 1990.
- WEN, G.J. *Total Factor Productivity in China's Farming Sector: 1952 – 1989*. *Economic Development and Cultural Change*, 42, 1, out. 1993.