

# INVESTIMENTOS EM INFRA-ESTRUTURA E PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA AGRICULTURA BRASILEIRA, 1985 - 2004.

Sérgio Magno Mendes<sup>1</sup>  
Erly Cardoso Teixeira<sup>2</sup>  
Márcio Antônio Salvato<sup>3</sup>

## Resumo

Investimentos em infra-estrutura reduziram-se significativamente desde a década de 1980, comprometendo a Produtividade Total dos Fatores (PTF) e a competitividade da agropecuária brasileira. Uma adaptação do modelo de Zhang e Fan (2004) para a Índia, utilizando-se o Método Generalizado de Momentos, foi aplicada para verificar os efeitos dos investimentos em infra-estrutura na PTF. Estimou-se que esses investimentos afetam a PTF logo nos primeiros anos, com retorno ocorrendo de 0 a 2 anos. Dos elementos de infra-estrutura analisados, investimentos em rodovia tiveram o maior impacto na PTF, seguidos por investimento em pesquisa, telecomunicações, irrigação e energia elétrica<sup>4</sup>.

Palavras chaves: Investimentos em infra-estrutura, PTF, agropecuária, dados em Painel, Método Generalizado dos Momentos (GMM).

Códigos JEL: H54, Q1, D24, C23

Endereço para correspondência:

Márcio Antônio Salvato  
Av. José Faria da Rocha, 935 – apto. 301,  
B. Eldorado, Contagem, 32.315-040, Minas Gerais.

---

<sup>1</sup> Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. CEP 36570-000 Viçosa-MG. E-mail: <mendesbh@hotmail.com>.

<sup>2</sup> Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. CEP 36570-000 Viçosa-MG. E-mail: <Teixeira@ufv.br>.

<sup>3</sup> Professor da PUC Minas e IBMEC-MG, doutor em Economia pela EPGE/FGV. E-mail: <marcio.salvato@gmail.com>

<sup>4</sup> Os autores agradecem a significativa colaboração dos pesquisadores João E. Lima; Marcelo J. Braga; e Adriano P. Gomes (UFV) e José L. Rufino (EMBRAPA).

# **INVESTMENTS IN INFRASTRUCTURE AND TOTAL FACTORS PRODUCTIVITY IN THE BRAZILIAN AGRICULTURE, 1985 - 2004.**

## **Abstract**

Infrastructure investments reduced significantly since the decade of 1980, compromising Total Factor Productivity (TFP) and Brazilian agricultural competitiveness. Solow's growth model with panel data is used to estimate TFP. An adaptation of the model of Zhang and Fan (2004) for India, using the Generalized Method of Moments, was applied to verify the effect of infrastructure investments on TFP. Estimations suggest that these investments affect agriculture TFP in the first years and its return occurs in the period of 0 to 2 years. Road investments have the highest impact on TFP, followed by investments on research, telecommunications, irrigation, and electric energy.

keywords: Infrastructure investment, TFP, Agricultural, Panel data, GMM.

JEL codes: H54, Q1, D24, C23

## 1. Introdução

A partir da década de 1980, os investimentos em infra-estrutura reduziram-se significativamente no Brasil, e o efeito dessa redução pode ter sido queda na lucratividade e na competitividade das empresas, o que levou à redução dos investimentos privados e à queda do PIB. Na agricultura, o efeito pode ter sido o menor aumento da produtividade agrícola e da produção, com possíveis efeitos negativos na competitividade externa e nas perspectivas de crescimento sustentável de longo prazo. Neste artigo, são examinados os efeitos dos investimentos em rodovia, energia elétrica, telecomunicação, irrigação, armazenagem e pesquisa na Produtividade Total dos Fatores (PTF) da agropecuária brasileira.

Ao examinar os elementos de infra-estrutura na economia brasileira, no período de 1985 a 2004, verificou-se que os investimentos nesses itens reduziram-se à taxa geométrica anual de 8,11%, o que afetou o PIB real *per capita*, que cresceu, no mesmo período, à taxa geométrica anual de apenas 0,7%.

Solow (1957) demonstrou que o crescimento da economia americana, ao longo do século 20, não podia ser explicado apenas pelo crescimento do capital e do trabalho disponível, mas que havia outra fonte de crescimento econômico. Essa fonte foi denominada "Resíduo de Solow" e ficou conhecida, na literatura, como "Produtividade Total dos Fatores (PTF)". A elevação da PTF induz ao crescimento do PIB, deslocando para cima a curva de produção. Nesse sentido, os investimentos em infra-estrutura aumentam o retorno do capital público e privado, com incremento da PTF, levando ao crescimento econômico.

Inúmeros artigos têm analisado a influência do investimento público e privado na produtividade e na produção. Aschauer (1989) foi o pioneiro nessa abordagem e estimou, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para a economia americana, que um aumento de 1% no investimento público em infra-estrutura aumentaria o produto em 0,39%. Easterly e Rebelo (1993), ao utilizarem dados de países com diferentes tipos de investimentos públicos e crescimento econômico,

constatarem que investimento público em transportes e comunicações tiveram maiores correlações positivas com o crescimento econômico.

Nadiri e Mamueas (1991), trabalhando com dados microeconômicos, verificaram os efeitos dos investimentos em infra-estrutura na redução dos custos industriais. Esses autores estimaram, para os EUA, que um aumento de uma unidade monetária em infra-estrutura reduz os custos industriais em 0,15 unidade monetária.

Zhang e Fan (2004), ao estudarem os efeitos dos investimentos públicos em infra-estrutura em 290 distritos da área rural da Índia e ao desagregarem os investimentos públicos em setores não-específicos, como estradas, e em setores específicos, como irrigação, verificaram que o aumento de 1% em rodovia e irrigação aumentou a PTF agrícola em 0,042% e 0,081%, respectivamente. O período de defasagem ótimo dos efeitos desses investimentos na PTF foi de 3 anos. Constatou-se que a irrigação aumentou a produtividade já a partir do segundo ano e que a produtividade teve efeito indutor significativo no desenvolvimento da irrigação, indicando causalidade bidirecional. Os resultados sugerem que os investimentos em estradas não tiveram efeito instantâneo na PTF, o que confirma o resultado de Canning (1999), mas tiveram impacto em outros setores da economia, como na melhoria do bem-estar das famílias residentes na área rural e na possibilidade de trabalhar na cidade, mesmo morando na área rural.

No Brasil, Ferreira e Malliagos (1998) estimaram os efeitos do capital de infra-estrutura federal (telecomunicações, energia elétrica, portos, setor marítimo e ferrovias) e do capital total (capitais das estatais e administrações)<sup>5</sup> em relação ao PIB. Os resultados indicaram relação estatisticamente significativa, em que o aumento de 1% no capital de infra-estrutura elevou o PIB entre 0,34% e 1,12% no longo prazo, dependendo da taxa de depreciação. Issler e Ferreira (1995), ao estudarem a economia americana, encontraram que variações no gasto em infra-estrutura precederam variações na produtividade total dos fatores, embora a recíproca não tenha sido verdadeira.

---

<sup>5</sup> Investimentos da administração direta e autarquias da União, estados e municípios.

Embora não haja consenso sobre o assunto, alguns autores vêm, nas Parcerias Público-Privado (PPP), a alternativa para o aumento da oferta de infraestrutura possibilitando o aumento da produtividade. Cabe ressaltar que os organismos internacionais (FMI, BIRD e BID) têm recomendado as PPP's, provendo os recursos para o financiamento. Segundo Pereira e Ferreira (2006), a privatização de infra-estrutura implica em dois efeitos contrários e que devem ser analisados. Admitindo-se a economia em trajetória estacionária, com alíquotas de impostos e oferta de infra-estrutura escolhidas de forma a maximizar o nível de bem estar, o efeito positivo (ou de curto prazo) é a transferência do governo às famílias elevando o nível de bem estar social. O efeito negativo (ou de longo prazo) é que, admitindo-se que o governo, após a privatização, elimine sua oferta de capital público e a economia no ponto de máximo, o nível de consumo de longo prazo, em geral, não pode ser maior que o nível estacionário anterior à privatização. Mas, após a privatização, tendo alguma forma de regulação da qualidade da infra-estrutura e a hipótese de eventual aumento de produtividade, o consumo estacionário de longo prazo poderia elevar e, nesse caso, o efeito seria positivo.

Este trabalho pretende verificar os efeitos dos investimentos em infraestrutura na PTF do setor agropecuário brasileiro, no período de 1985 a 2004, incorporando variáveis relevantes, como investimentos em telecomunicações, P&D e armazenagem. Objetiva-se, também, determinar a defasagem de tempo entre os investimentos e os seus efeitos na PTF; e analisar o sentido de causalidade entre a PTF e esses investimentos. Outra contribuição da pesquisa é a utilização do Método Generalizado de Momentos (GMM) para verificar esses efeitos na mudança da PTF agrícola, mesmo com existência de causalidade bidirecional. Na próxima seção, são apresentados o modelo analítico e a fonte de dados, seguindo-se dos resultados e as conclusões.

## **2. Modelo analítico**

O Modelo de Crescimento Neoclássico ou Modelo de Solow, em sua versão simplificada, considera o mundo formado por países que produzem e consomem um único bem homogêneo, em que a tecnologia é exógena, trabalhando em

concorrência perfeita e os agentes econômicos são maximizadores da utilidade. Todas essas suposições são alvos de diversas críticas por pesquisadores do crescimento econômico que, a partir de Romer (1990), endogeneizaram o progresso tecnológico ao introduzir a pesquisa e desenvolvimento (P&D) na função de produção.

Considere inicialmente uma função de produção tipo Cobb-Douglas com retornos constante à escala, reescrevendo na forma de unidades por trabalho tem-se,<sup>6</sup>:

$$y = k^\alpha \quad (1)$$

em que  $y \equiv Y/L$  é o produto por trabalhador;  $k \equiv K/L$ , o capital por trabalhador; e  $\alpha$ , a elasticidade-produto capital.

A função que expressa a acumulação de capital pode ser escrita por:

$$\dot{K} = sY - dK \quad (2)$$

em que  $\dot{K}$  é a variação no estoque de capital no tempo;  $sY$ , investimento bruto; e  $dK$ , a depreciação do processo produtivo. As pressuposições de que os agentes poupam uma fração constante da renda e economia fechada implicam na identidade macroeconômica da Poupança (S) igual Investimento (I), e, nesse caso, o investimento é utilizado apenas para a acumulação de capital. Por hipótese, a força do trabalho é constante e o crescimento populacional, dado por  $L(t) = L_0 e^{nt}$ , em que  $L(t)$  e  $L_0$  são os estoques de mão-de-obra, no instante  $t$  e no período inicial, respectivamente; e  $n = \dot{L}/L$  é a taxa de crescimento no tempo da força de trabalho da economia. Logaritmando e diferenciando a expressão do capital *per capita* e substituindo na equação (2) obtém-se a equação de acumulação de capital por trabalhador:

$$\dot{k} = sy - (n + d)k \quad (3)$$

Essa expressão apresenta a variação do capital por trabalhador, no tempo, em função do investimento por trabalhador ( $sy$ ); depreciação do capital por trabalhador ( $dk$ ); e o crescimento populacional ( $n$ ). Dados o estoque de capital inicial  $K_0$ , a taxa

---

<sup>6</sup> Considerando a função  $Y = F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha}$  e dividindo-a por  $L$ .

de crescimento populacional, a depreciação e o investimento, a economia crescerá até o estado estacionário (E), só voltando a crescer com o aumento da taxa de investimento. Utilizando a função de produção Hicks-neutra<sup>7</sup>, Solow desagregou a taxa de crescimento da PTF e o crescimento dos insumos capital e trabalho, ponderados por suas respectivas participações na produção.<sup>8</sup>

Considerando os estados brasileiros como unidade de corte seccional e o período de tempo de 1985 a 2004, a pesquisa utilizou dados dispostos em painel para estimar as elasticidades do capital e do trabalho para o setor agropecuário brasileiro, bem como a PTF dos estados. As vantagens do método são: o aumento no número de observações, a eficiência dos parâmetros estimados, a adoção de estrutura adequada à covariância dos erros e a resolução do problema de omissão de variáveis. A PTF é estimada por meio do resíduo do modelo, que é a parcela do incremento da produção que não é explicada pelas variáveis capital e trabalho. Segundo Judge et al. (1988), o modelo de efeitos fixos tem a seguinte formulação geral:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^N \beta_j D_j + \sum_{i=2}^I \beta_k X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que Y é o produto;  $\beta_j$ , parâmetro de intercepto;  $D_j$ , variável *dummy*, que tem valores 1 ou 0, se  $j=i$  ou  $j \neq i$ , respectivamente;  $\beta_k$ , inclinação constante em todas as unidades de seção cruzada;  $\varepsilon$ , erro aleatório, denominado PTF por Solow (1957); i, unidade seccional; e t, tempo. Nesta pesquisa, a expressão a ser estimada para captar os efeitos do capital e trabalho na produção, bem como a PTF, é:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^N \beta_j D_j + \sum_{i=2}^I \beta_K K_{it} + \sum_{i=2}^I \beta_L L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

em que Y é o produto; K, capital; L, trabalho;  $D_j$ , variável *dummy*, que tem valores 0 ou 1 (se  $j \neq i$  e se  $j=i$ , respectivamente) em cada unidade de seção cruzada analisada;  $\beta_j$ ,  $\beta_K$  e  $\beta_L$ , parâmetros da constante, do capital e do trabalho,

---

<sup>7</sup> Segundo Froyen (2001), a forma funcional da função de produção  $Y = Af(K, L)$  é conhecida como Hicks-neutra.

respectivamente;  $\varepsilon$ , erro aleatório (PTF);  $i$ , unidade seccional; e  $t$ , tempo. Todas as variáveis, exceto as *dummies*, são mensuradas em logaritmo.

O estoque real de capital do setor agropecuário brasileiro ( $EstK_{RealAgropBR}$ ) foi calculado a partir do estoque real de capital brasileiro ( $EstK_{RealBR}$ <sup>9</sup>), ponderado pela participação do PIB real agropecuário nacional ( $PIB_{RealAgrop.BR}$ ) no PIB real nacional ( $PIB_{RealBR}$ ). No período analisado, houve estabilidade na relação  $PIB_{Agrop.}/PIB_{Total}$ , que variou de 8% a 10%, sendo essa estabilidade transferida para a razão estoque de capital agropecuário/estoque de capital total brasileiro<sup>10</sup>. O estoque real de capital agropecuário dos estados ( $EstK_{RealAgropEstadual}$ ) foi obtido pelo estoque de capital do setor agropecuário brasileiro ( $EstK_{RealAgropBR}$ ), ponderado pela participação estadual na área total plantada. Verificou-se que o coeficiente de variação na razão área estadual plantada e área plantada total foi muito baixo no período, o que conferiu significativa estabilidade do coeficiente (MENDES, 2005). Estimada a PTF, pela expressão (6) pode-se verificar quais serão os impactos dos investimentos em infraestrutura em sua taxa de crescimento.

Existem inúmeras críticas às pesquisas que utilizam variáveis em nível para estimar os efeitos da infra-estrutura no crescimento da economia, pois elas apresentam tendências comuns e pode-se estar regredindo uma série temporal não-estacionária sobre outra série temporal não-estacionária, o que gera resultados espúrios. Além disso, com a existência de causalidade bidirecional, as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seriam inconsistentes. Ao regredir variáveis em sua primeira diferença resolve-se o problema da não-estacionariedade, mas perde-se a relação de longo prazo, podendo apenas fazer inferências no curto prazo (DAVIDSON; MACKINNON 2003). Erro estocástico homocedástico e distribuído normalmente, linearidade nos parâmetros e presença de todas as

---

<sup>8</sup> Diferenciando a função de produção, tem-se  $\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \varepsilon_K \frac{\dot{K}}{K} + \varepsilon_L \frac{\dot{L}}{L}$ , em que  $\varepsilon_K$  e  $\varepsilon_L$  são as elasticidades produto-capital e produto-trabalho, respectivamente.

<sup>9</sup> O estoque de capital real do Brasil foi calculado a partir da FBKF (IPEA, 2005), deflacionado pelo IPC (IPEA, 2005) ano-base 2000. Utilizou-se o modelo de Young (1995) para calcular o estoque de capital inicial, a partir de 1947, e o Método do Inventário Permanente (PIM) com depreciação de 5% a.a. para o estoque total de capital da economia brasileira (MENDES, 2004).

<sup>10</sup> Se ocorresse muita variação na utilização do estoque de capital disponível de ano para ano, a razão de fluxo pode não ser um bom estimador da razão de estoque de capital.

variáveis relevantes no modelo são as condições para se estimar a equação pelo método MQO. Às vezes, essas condições não podem ser satisfeitas. Para resolver esses problemas, essa pesquisa utiliza o Método Generalizado de Momentos (GMM), que apresenta as vantagens de não requerer a suposição da distribuição e permitir heterocedasticidade de forma desconhecida. O método é consistente e assintoticamente normal, sob algumas condições de regularidade (VERBEEK, 2002).

Utilizando a PTF, estimada pela equação (6), pode-se procurar identificar os impactos dos investimentos em infra-estrutura<sup>11</sup> sobre a mesma, usando o modelo de Zhang e Fan (2004) acrescido das variáveis energia elétrica, telecomunicações e armazenagem, conforme descrito na equação abaixo (MENDES, 2005):

$$PTF_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rod_{it} + \beta_2 Energ_{it} + \beta_3 Irrig_{it} + \beta_4 Telec_{it} + \beta_5 Armaz_{it} + \beta_6 Pesq_{it} + \beta_7 Ferrov_{it} + \beta_8 Y_t + \beta_9 n_i + v_{it} \quad (6)$$

em que PTF é a produtividade total dos fatores na agricultura; Rod, rodovias federais pavimentadas e em tráfego, mensuradas em quilômetros; Energ, capacidade nominal total instalada de geração de energia elétrica (hidráulica e térmica) das usinas de energia elétrica, em mega-watts (MW); Irrig, razão entre a área total irrigada e a área total cultivada, medida em mil hectares; Telec, todos os terminais telefônicos fixos em serviço (residenciais e públicos), em unidades; Armaz, capacidade estática de armazenagem dos armazéns cadastrados na Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), mensurado em mil toneladas; Pesq, número de pesquisadores da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA); Ferrov, extensão da rede ferroviária federal, em quilômetros; n, *dummy* para captar os efeitos regionais; Y, *dummy*<sup>12</sup> utilizada para captar os efeitos de políticas macroeconômicas;  $\beta_s$ , parâmetros do modelo; v, erro aleatório; i, unidade seccional; e t, período de tempo. Todas as variáveis, exceto as *dummies*, foram mensuradas em logaritmo.

<sup>11</sup> Os dados referentes à infra-estrutura e pesquisa foram obtidos nos Anuários Estatísticos (IBGE; DNIT; ELETROBRÁS; ANATEL; e CONAB), IPEA, EMBRAPA e Censo Agropecuário Brasileiro (vários anos).

<sup>12</sup> Foram utilizadas *dummies* para verificar, no período de 1995 a 2004, os efeitos do Plano Real (1994) e da desvalorização cambial (1999) na PTF.

Antes de estimar os efeitos dos investimentos em infra-estrutura na PTF, procedeu-se a aplicação de teste de causalidade de Granger para verificar a direção da causalidade entre as variáveis (GREENE, 1993).

### **3. Resultados e discussão**

#### **3.1. Determinação da taxa de crescimento da PTF**

A função de produção agregada para o setor agropecuário brasileiro<sup>13</sup>, no período de 1985 a 2004, é estimada utilizando-se o Modelo de Efeitos Fixos (EF)<sup>14</sup>. Em virtude do problema de erro de especificação, corroborando Solow (1957), que causa heterocedasticidade e autocorrelação, a variância dos parâmetros capital e trabalho não é mínima, não se podendo fazer nenhuma inferência sobre eles. Estimada a PTF<sup>15</sup>, como os valores estão em logaritmo, toma-se o antilogaritmo, podendo-se, assim, verificar o comportamento dessa variável no período. Tomando os seis estados com maior participação média no PIB real agropecuário, em ordem decrescente (SP, RS, PR, MG, BA e SC), no período de 1985/2004, verifica-se que os estados de São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná apresentam tendência de crescimento da PTF, a partir de 1996, atingindo a maior taxa em 2004 (Tabela 1). A Tabela 1 mostra a taxa anual de crescimento da PTF, no período de 1985 a 2004, para os estados selecionados. Apesar da redução contínua nos gastos públicos na agricultura, a introdução de mecanismos modernos de política agrícola, a partir da década de 1990, incentivou a iniciativa privada a conceder crédito ao setor. A introdução desses mecanismos ampliou o montante de crédito concedido à agricultura, podendo explicar, em parte, o aumento maior na taxa média de crescimento da PTF agrícola, no período 1995/2004, principalmente a partir de 2001, comparativamente ao período 1985/1994.

**< Inserir Tabela 1 >**

---

<sup>13</sup> Os estados do Ceará, Alagoas, Rio de Janeiro, Roraima e Acre apresentaram elasticidades produto-capital e produto-trabalho estatisticamente não-significativas a 10%, o que prejudicou as estimativas para o setor. Como representaram 2,6% do PIB real agropecuário nacional, em 2004, foram excluídos do cálculo.

<sup>14</sup> Os testes de Chow, proposto por Hsiao (1991), e de Hausman (1978) confirmaram que o modelo é adequado ao fenômeno estudado.

<sup>15</sup> Foram realizados os testes de autocorrelação, de Breusch-Godfrey, e de heterocedasticidade, de Bartlett, Levene e Brown-Forsythe, o que indicam que o modelo apresenta erro de especificação. Nesse sentido, as elasticidades encontradas não possuem variância mínima, o que invalida o teste de hipótese.

Outro resultado importante é que o coeficiente de variação da taxa média de crescimento anual da PTF foi reduzido em dez pontos percentuais, caindo de 38% para 28%, no período de 1985 a 2004. A pesquisa mostra que, nesse período, o coeficiente de variação foi reduzido (Tabela 2), o que pode ser explicado, em parte, pelo aumento nas taxas de crescimento da PTF, mais acentuado, nos estados não-tradicionais, comparativamente aos estados tradicionais. Esses resultados corroboram os estudos de Gasques e Conceição (2000), nos quais, apesar do aumento na PTF em vários estados no período de 1985 a 1995, o crescimento da produção agropecuária brasileira foi impulsionado pelos estados do Centro-Oeste.

**< Inserir Tabela 2 >**

Estimada a PTF para o período, torna-se necessário verificar o sentido de causalidade entre os efeitos de cada tipo de investimentos em infra-estrutura sobre a PTF. Esse procedimento<sup>16</sup> é importante, pois ocorrendo a existência de causalidade bidirecional, as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seriam inconsistentes (DAVIDSON; MACKINNON, 2003). Na Tabela 3 apresentam-se os resultados do teste de causalidade, de Granger, encontrados<sup>17</sup> para a defasagem de um período, os quais evidenciam que, em vários estados brasileiros, ocorreu o sentido de causalidade bidirecional entre os investimentos em infra-estrutura e a PTF, sendo estatisticamente significantes a 10%. Essa causalidade bidirecional inviabiliza as estimativas por MQO, o que sugere que o modelo deva ser estimado pelo GMM.

**< Inserir Tabela 3 >**

### **3.2. Impactos dos investimentos em infra-estrutura na PTF**

Utilizou-se o método GMM para verificar os impactos dos investimentos em infra-estrutura no aumento da PTF da agropecuária brasileira. A necessidade de adição de instrumentos para estimar os coeficientes cria o problema de

---

<sup>16</sup> Deve-se ressaltar que foi realizado o teste de causalidade de Granger, apesar do limitado número de informações temporais.

<sup>17</sup> O teste de causalidade foi realizado com defasagens de 1a 4 anos e, segundo Davidson e Mackinnon, (2003), é necessário utilizar mais períodos de defasagem, em virtude da sensibilidade do teste. Optou-se por

“sobreidentificação” e o teste J-estatístico é utilizado para verificar a existência desse problema. A hipótese nula ( $H_0$ ) é de que as restrições de “sobreidentificação” estejam satisfeitas. Nesta pesquisa, os valores encontrados foram estatisticamente significativos a 5%, o que assegura que não houve “sobreidentificação” ou instrumentos em excesso na estimação. Como o uso de diversos instrumentos resulta em diferentes estimativas, utilizaram-se estimativas médias, significativas a 10%, nos diferentes modelos testados. Foram estimados seis modelos, com diferentes instrumentos e, em todos, o teste J foi estatisticamente significativos a 5%.

Nesta pesquisa, em razão do problema de sensibilidade do teste de causalidade, de Granger, optou-se por utilizar o tempo de defasagem estimado pelo GMM, pois o método permite utilizar mais condições iniciais e valores históricos, como instrumentos para estimação, resultando em melhoria da eficiência na presença de causalidade bidirecional (ZHANG; FAN, 2004).

Na Tabela 4, verifica-se que o incremento de 1% nos investimentos em rodovia aumentou a PTF, em média, 0,72%, a 5% de significância. A elasticidade-investimento de rodovias da PTF foi significativamente superior à encontrada por Zhang e Fan (2004), que, ao utilizarem o mesmo método para a Índia, encontraram 0,042%. O período de tempo encontrado entre o desenvolvimento de rodovias e o efeito na PTF foi de 1 ano, diferindo do período de 3 anos verificado na pesquisa para a Índia. A explicação para esse resultado pode estar nas atuais dificuldades encontradas no escoamento da produção no Brasil, principalmente nas áreas da nova fronteira agrícola.

#### < Inserir Tabela 4 >

Em relação aos investimentos em energia elétrica, telecomunicações, irrigação e pesquisa, os resultados demonstram que o aumento de 1% nos investimentos nesses setores eleva a PTF, em média, 0,15; 0,31; 0,20 e 0,43%, a 10% de significância. O tempo de defasagem estimado pelo modelo foi de 0 a 2 anos, o que indica que o efeito na PTF ocorreu no curto prazo (Tabela 4). Esses

---

apresentar somente um período, comprovando o sentido de causalidade bidirecional, devido à extensão do teste em função do grande número de variáveis.

resultados são significativamente diferentes dos encontrados no estudo na Índia, que foi de 3 anos, o que pode ser explicado, em parte, pela carência desse tipo de investimento no Brasil. Cabe ressaltar que se utilizou toda a área disponível aos diversos tipos de culturas, e não apenas a cultura temporária, na qual se concentra grande parte da irrigação. Em relação à pesquisa, o investimento refere-se ao número de pesquisadores da EMBRAPA, único dado disponível no período analisado. O tempo de defasagem encontrado para esta variável pode estar viesada em função da estabilidade do número de pesquisadores da EMBRAPA, no período. Em função dessas dificuldades, os resultados, nesses casos, podem estar subestimados. Diferentemente do setor de telecomunicações, como não se dispõem de dados referentes à expansão da telefonia na área rural, considerou-se a totalidade dos terminais telefônicos instalados, o que pode ter superestimado o resultado desse setor.

Diferindo do esperado, a variável armazenagem apresentou sinal contrário, o que indica que o aumento de 1% nesse tipo de infra-estrutura reduziu a PTF, em média, 0,52%, a 1% de significância (Tabela 4). Esperava-se que o aumento do investimento nesse tipo de infra-estrutura influenciasse, positivamente, a PTF agrícola. O teste de causalidade de Granger entre armazenagem e PTF evidencia que houve causalidade bidirecional apenas em alguns estados e com tempo de defasagem a partir do segundo ano, o que sugere dificuldades em captar esse efeito inesperado. Deve-se destacar, ainda, que esse tipo de infra-estrutura, segundo Nogueira Júnior e Tsunehiro (2005), estava concentrado na área urbana (54,1%). Nesse sentido, investimentos nesse tipo de infra-estrutura, em áreas urbanas, não teriam os efeitos esperados na PTF da agropecuária.

Testaram-se os efeitos de políticas macroeconômicas na PTF, utilizando-se *dummies* de intercepto referentes à implantação do Plano de Estabilização da Moeda (Plano Real), em 1994 (DPR), e à desvalorização cambial, em 1999 (DC), com a adoção do câmbio flutuante. No entanto, essas variáveis não foram estatisticamente significantes a 10%, não sendo consideradas diferentes de zero. Além disso, os efeitos de políticas regionais foram verificados e utilizaram-se quatro variáveis

*dummies* de intercepto para as cinco macrorregiões brasileiras, tendo a Região Sudeste como base. Verificou-se que as regiões Sul (DR<sub>1</sub>) e Nordeste (DR<sub>4</sub>) apresentaram coeficientes de intercepto menores que a região-base (Sudeste), (-0,76) e (-1,48), respectivamente, sendo estatisticamente significantes a 5% e 1%. Os resultados mostram que o aumento dos investimentos em infra-estrutura teve maior impacto na Região Sudeste, comparativamente às regiões Sul e Nordeste. As regiões Centro-Oeste (DR<sub>2</sub>) e Norte (DR<sub>3</sub>) não apresentaram resultados estatisticamente significantes a 10% (Tabela 4).

A variável ferrovia não foi considerada na estimativa, em virtude da não-disponibilidade de dados no período analisado. Cabe ressaltar que a queda significativa dos investimentos, nesse setor, fez com que a disponibilidade de locomotivas em funcionamento, em relação ao total da empresa Rede Ferroviária Federal S.A. (RFFSA), caísse de 86,3% em 1980 para 56,9% em 1996. O estado de manutenção do material de tração é usualmente utilizado como indicador de qualidade do setor (FERREIRA; MALLIAGROS, 1998).

#### **4. Conclusões**

Verificou-se que a taxa de crescimento da PTF, no período de 1995 a 2004, foi superior à do período anterior, 1985 a 1994, mesmo com redução nos dispêndios públicos, o que sugere que a implementação de instrumentos modernos de política agrícola, a partir de 1994, tenha contribuído para o crescimento da PTF. Além disso, o coeficiente de variação da taxa de crescimento da PTF diminuiu, o que indica que estados não-tradicionais apresentaram crescimento na participação do PIB agropecuário brasileiro.

O investimento em rodovia teve o maior efeito positivo sobre a PTF, seguido, em ordem decrescente, pelos investimentos em pesquisa, telecomunicações, irrigação e energia elétrica. O período de defasagem encontrado, nos efeitos dos investimentos em infra-estrutura na PTF agropecuária, variou de 0 a 2 anos, o que sugere retorno aos investimentos em curto período de tempo.

A magnitude dos resultados, significativamente maiores, e o período de tempo de retorno menor, em relação ao estudo realizado para a Índia, sugerem que

maiores esforços devam ser despendidos na alocação de recursos para investimentos em infra-estrutura. A pesquisa encontra retornos elevados para investimentos em infra-estrutura, os quais incrementam a produtividade total dos fatores de produção, aumentando a lucratividade e a competitividade do setor.

## 5. Referências Bibliográficas

ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, New York, v. 23, n. 2, p. 177-200, 1989.

CANNING, D. **Infrastructure's contribution to aggregate output**. Washington, DC: World Bank, 1999. (Policy Research Working Paper, 2246).

DAVIDSON, R; MACKINNON, J. G. **Econometric Theory and Methods**. New York: Oxford University Press, 2003. 726 p.

EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, New York, v. 32, n. 3, p. 417-458, 1993.

FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos da infra-estrutura no Brasil: 1950-1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 2, p. 315-338, 1998.

FROYEN, R. **Macroeconomia**. 5ª ed. São Paulo: Saraiva, 2001. 635 p.

GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. Produtividade total dos fatores na agricultura. **Preços Agrícolas**, Piracicaba, n. 165, p. 3-7, 2000.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5ª ed. New Jersey: Pearson Education, Inc., 2002. 827 p.

HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, New York, v. 46, n. 6, p.1251-1271, 1978.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Cambridge: Cambridge University Press, 1991. 246 p.

ISSLER, J. V.; FERREIRA, P. C. **Growth, increasing returns, and public infrastructure: times series evidence**. Ensaio Econômico, 258. Rio de Janeiro: FGV, 1995.

JUDGE, G. G.; GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; LUTKEPOHL, H; LEE, T. C. **Introduction to the theory and practice of econometrics**. 2ª ed. New York: Wiley, 1988. 1024 p.

MENDES, S. M. **Relação entre investimentos em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira, 1985 – 2004**. 205. 111 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2005.

- NADIRI, M. I.; MAMUEAS, T. P. **The effects of public infrastructure and R&D capital on the cost structure and performance of US manufacturing industries.** New York: University of New York, 1991. p. 22-37.
- NOGUEIRA JÚNIOR, S.; TSUNECHIRO, A. Produção agrícola e infra-estrutura de armazenagem no Brasil. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 35, n. 2, p. 7-18, 2005.
- PEREIRA, R.; FERREIRA, P. C. **Impactos de Bem-estar da Privatização de Infra-estrutura.** Ensaios Econômicos, 633. Rio de Janeiro: FGV, 2006.
- ROMER, P. Endogenous technological. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990.
- SOLOW, R.M. Technical and the aggregate production function. **Review of Economics and Statistics**, Amsterdam, v. 39, n. 8, p. 312-320, 1957.
- VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics.** New York: John Wiley & Sons, 2002. 386 p.
- YOUNG, A. The Tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. **The Quarterly Journal of Economics**, Massachusetts, v. 110, n. 3, p. 641-680, 1995.
- ZHANG, X.; FAN, S. How productive is infrastructure? A new approach and evidence from rural India. **American Journal of Agricultural Economics**, Lexington, v. 86, n. 2, p. 492-501, 2004.

Tabela 1 – Taxa anual de crescimento da PTF nos estados selecionados – Brasil, 1985 – 2004 (%)

Ano	SP	RS	PR	MG	BA	SC	Taxa média (Brasil)
1985	0,84	0,87	1,36	1,34	1,37	0,84	0,96
1986	0,54	1,13	1,13	1,28	1,27	1,02	1,08
1987	0,72	1,09	1,06	1,51	1,23	0,74	0,96
1988	0,69	1,08	0,90	1,35	1,42	0,86	1,01
1989	0,77	1,15	1,04	1,51	1,38	1,47	1,25
1990	0,85	0,79	0,86	0,98	0,80	0,86	0,92
1991	0,87	0,73	0,59	0,99	0,83	0,72	0,90
1992	0,92	0,79	0,63	0,85	0,82	0,90	0,87
1993	0,93	0,85	0,78	1,00	0,84	0,80	0,94
1994	1,01	1,01	1,02	1,21	0,94	1,09	1,10
<b>Média 1º período</b>	<b>0,82</b>	<b>0,95</b>	<b>0,94</b>	<b>1,20</b>	<b>1,09</b>	<b>0,93</b>	<b>1,00</b>
1995	0,98	0,99	0,62	0,83	0,91	0,99	0,96
1996	0,85	1,00	0,98	0,84	0,91	1,01	1,01
1997	1,01	0,93	1,09	0,83	0,91	0,96	0,94
1998	1,18	0,99	1,10	0,87	0,76	0,96	0,92
1999	1,03	0,99	1,13	0,88	0,75	1,05	0,95
2000	0,91	0,93	1,08	0,84	0,91	1,15	0,98
2001	1,45	1,14	1,04	0,72	0,86	1,13	1,00
2002	1,74	1,18	1,33	0,83	1,11	1,19	1,22
2003	1,90	1,27	1,42	0,90	1,19	1,29	1,29
2004	2,00	1,33	1,49	0,95	1,26	1,35	1,36
<b>Média 2º período</b>	<b>1,30</b>	<b>1,08</b>	<b>1,13</b>	<b>0,85</b>	<b>0,96</b>	<b>1,11</b>	<b>1,06</b>
<b>Média total</b>	<b>1,06</b>	<b>1,01</b>	<b>1,03</b>	<b>1,03</b>	<b>1,02</b>	<b>1,02</b>	<b>1,03</b>

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2 – Coeficientes de variação da PTF entre os estados selecionados – Brasil, 1985-2004 (%)

Ano	Coeficiente de variação	Ano	Coeficiente de variação
1985	38,02	1995	19,42
1986	41,96	1996	24,12
1987	39,83	1997	16,74
1988	34,01	1998	13,71
1989	42,42	1999	15,23
1990	21,61	2000	20,69
1991	33,62	2001	24,82
1992	17,73	2002	28,22
1993	31,96	2003	27,83
1994	18,74	2004	27,95

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3- Teste de causalidade de Granger, entre infra-estrutura e PTF, nos estados selecionados com período de defasagem de um ano, estatística F e P-valor

Sentido de causalidade	Estado	Período de defasagem	Teste F	P-valor
Pesquisa não causa PTF	AM	1	5,61**	0,03
PTF não causa Pesquisa	AM	1	5,35**	0,03
Rodovia não causa PTF	MA	1	3,28*	0,09
PTF não causa Rodovia	MA	1	6,46**	0,02
Irrigação não causa PTF	RO	1	4,39**	0,05
PTF não causa Irrigação	RO	1	3,03*	0,10
Irrigação não causa PTF	SP	1	13,88***	0,00
PTF não causa Irrigação	SP	1	21,95***	0,00
Pesquisa não causa PTF	TO	1	6,96**	0,02
PTF não causa Pesquisa	TO	1	3,53*	0,08

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*\*\* Significativo a 1% ;\*\* Significativo a 5% ;\* Significativo a 10%.

Tabela 4 – Efeito médio dos investimentos em infra-estrutura selecionada na PTF pelo método GMM – Brasil, 1985-2004 (em logaritmo)

Tipo de infra-estrutura	Coefficientes médios
Constante	-8,29 ***
Rodovia (1)	0,72**
Energia elétrica (2)	0,15*
Telecomunicações (1)	0,31 *
Irrigação (0)	0,20*
Pesquisa (0)	0,43*
Armazenagem (0)	-0,52***
DPR	-0,20 NS
DC	0,17 NS
DR <sub>1</sub>	-0,76*
DR <sub>2</sub>	0,49 NS
DR <sub>3</sub>	-0,13 NS
DR <sub>4</sub>	-1,48***

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*\*\* Significativo a 1% ;\*\* Significativo a 5% ;\* Significativo a 10%; NS: não-significativo.

DPR: *dummy* do Plano Real; DC: *dummy* cambial; DR<sub>1</sub>: *dummy* da Região Sul; DR<sub>2</sub>: *dummy* da Região Centro-Oeste; DR<sub>3</sub>: *dummy* da Região Norte e DR<sub>4</sub>: *dummy* da Região Nordeste.

Em todos os modelos, o teste J foi estatisticamente significante a 5%.

Os números entre parênteses nas variáveis se referem ao período de defasagem de tempo.