

# O mercado de insumos agrícolas modernos: experiência, demanda e difusão \*

LORILDO A. STOCK \*\*

SERGIO A. BRANDT \*\*\*

JOSÉ CIPRIANO \*\*\*\*

*O objetivo deste estudo é testar a hipótese de um modelo geral que combina os processos de experiência ou aprendizagem industrial, demanda agrícola e difusão de insumos agrícolas modernos (IAM). As séries temporais (1966/80) referentes ao mercado brasileiro de 10 IAM selecionados e os procedimentos de estimação de MQO e Marquardt são utilizados. Em geral, os resultados obtidos indicam: redução acentuada dos preços relativos dos IAM, coerente com o processo de experiência; expansão moderada do consumo, ao longo da curva de demanda, como decorrência da queda de preços e da estrutura preço-inelástica da demanda; e taxas de difusão bastante variáveis, dadas as taxas de experiência e as estruturas de demanda. Com base na evidência obtida, fazem-se sugestões para a política agrícola e para a pesquisa futura.*

## 1 — Introdução

Grande parte dos investimentos e das políticas de desenvolvimento agrícola está relacionada com o comportamento do mercado de fatores de produção.

O Governo interfere, com frequência, nos mercados de produtos e de insumos agrícolas, visando ao aumento de produção e produtividade, por meio de políticas de preços mínimos, subsídios, etc.

\* Os autores agradecem as valiosas sugestões de dois revisores anônimos da PPE, mas assumem, como de costume, inteira responsabilidade por erros e omissões porventura remanescentes.

\*\* Pesquisador da EMPASC (C. P. D20 — 88.000 — Florianópolis, SC).

\*\*\* Professor Titular da UFV (DER/UFV — 36.570 — Viçosa, MG).

\*\*\*\* Professor Assistente da UFV (DMA/UFV — 36.570 — Viçosa, MG).

Portanto, é de importância fundamental o conhecimento das reações dos produtores às variações nos preços de insumos e produtos.

As inovações tecnológicas não são adotadas simultaneamente por todos os agricultores. Para determinado insumo agrícola moderno, há uma função-densidade que descreve o processo de difusão, ao longo do tempo. A natureza dessa função-densidade depende tanto do modo como os elementos da população reagem à inovação quanto do preço relativo dos insumos. A evidência empírica relativa à curva de experiência industrial sugere que custos de produção e preços de venda de bens industriais dependem da experiência acumulada pela indústria, na sua produção, ao longo do tempo [Bass (1969 e 1980)].

Em estudos anteriores de demanda de insumos agrícolas modernos, realizados no País e no exterior, presumiu-se que o grau de resposta dos compradores às variações nos preços dos insumos fosse constante, ao longo do tempo [Cibantos (1972), Stock e Brandt (1983a) e Tamaki (1976)]. Contudo, a observação empírica sugere que, ao longo dos processos de difusão, as elasticidades-preço de demanda dessas inovações tecnológicas, na agricultura, são bastante variáveis [Cibantos (1983) e Surry e Meilke (1982)].

No presente estudo, demonstra-se que as funções de experiência industrial e de difusão de uso são compatíveis com funções de demanda derivada de insumos agrícolas modernos. Os resultados apresentados podem ser de interesse para formulação e reavaliação de políticas de desenvolvimento agrícola, baseadas principalmente na difusão desses insumos agrícolas. Por exemplo, com base nos resultados aqui encontrados, podem ser aperfeiçoadas as políticas de mercado de insumos, tais como as de subsídios e proteção, assim como também podem ser melhorados os serviços de assistência técnica e extensão rural.

Esta pesquisa objetivou analisar o mercado de insumos agrícolas modernos selecionados, no que tange à demanda agrícola, experiência industrial e difusão agrícola. De maneira específica, objetivou-se estimar: a) elasticidades-preços, elasticidades-cruzadas e elasticidades de escala de demanda derivada, para os prazos curto e longo; b) parâmetros de experiência industrial; e c) parâmetros de inovação, difusão e tamanho de mercado, para os mercados de corretivos,

fertilizantes, fungicidas, herbicidas, inseticidas, rações balanceadas, sementes certificadas de algodão, sementes certificadas de arroz, sementes de milho híbrido e tratores agrícolas.

## 2 — Metodologia

As inter-relações entre os modelos de difusão, demanda derivada e experiência da indústria de insumos agrícolas modernos, originalmente descritas por Russel (1980) e Bass (1980), são ilustradas no Gráfico 1.

O segundo quadrante do gráfico mostra a relação temporal de preços do bem em pauta. Essa relação é de natureza inversa, isto é, o preço real ou relativo do insumo tende a decrescer, ao longo do tempo. A natureza inversa dessa relação é explicada pelo efeito de experiência industrial, tal como se explicita adiante, na equação (3).

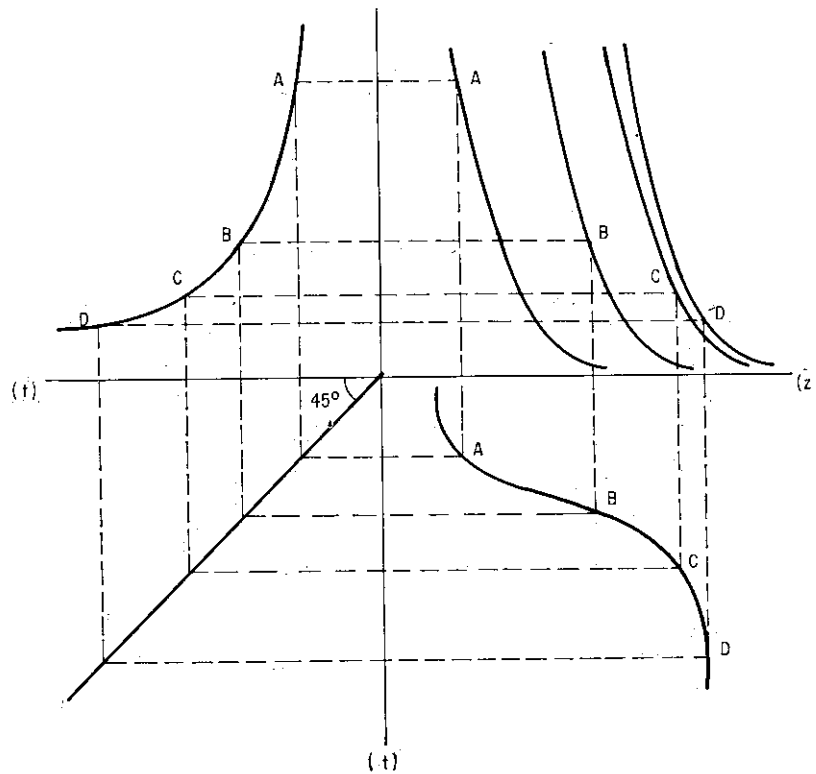
No primeiro quadrante descrevem-se curvas de demanda do insumo agrícola moderno, que são ilustrações das relações (1) e (2), também apresentadas adiante. Pressupõe-se, nessa descrição, que outros fatores que influenciam a demanda do insumo agrícola moderno, tais como preços de outros insumos e nível de produto, mantenham-se constantes. Essa pressuposição é parcialmente relaxada, para efeito da análise empírica. Outra pressuposição básica é a de economia fechada. Reconhece-se que, em certos casos, esta pressuposição não é inteiramente realista e que a evidência empírica de queda de preços, ao longo do tempo, pode refletir outros efeitos que não o de experiência na indústria nacional.

Por meio do terceiro quadrante obtém-se a relação entre quantidades demandadas do insumo e tempo, apresentada no quarto quadrante. Mostra-se, assim, que a forma da relação entre preço e uso do insumo, no tempo, é coerente com o desenvolvimento dos processos de difusão e de experiência.

A forma da curva de difusão (quarto quadrante) também pode ser explicada pela teoria da firma. Para isso, parte-se do pressuposto de que os compradores pertencem a grupos internamente idênticos,

Gráfico 1

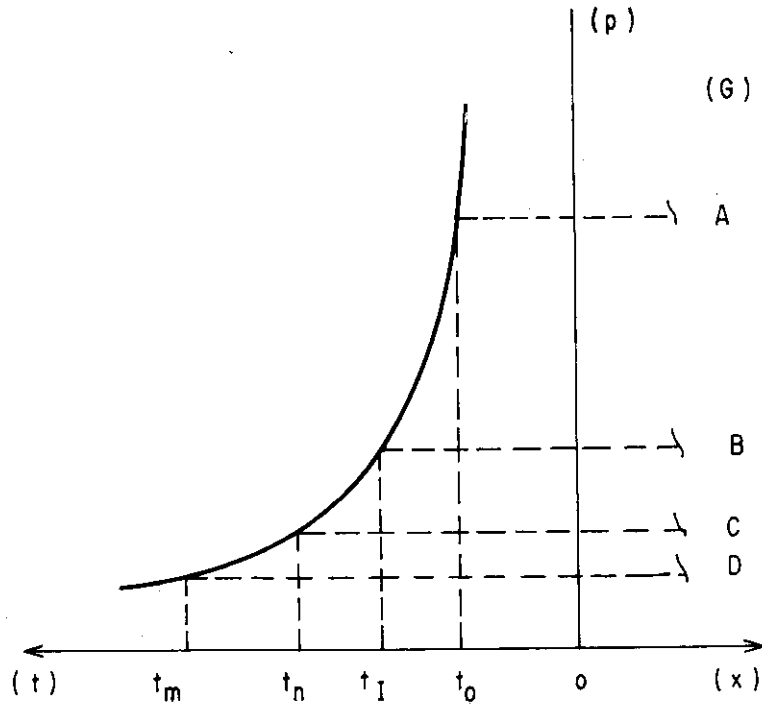
RELAÇÕES ENTRE PADRÃO DE DIFUSÃO, CURVA DE EXPERIÊNCIA E DEMANDA DE INSUMOS AGRÍCOLAS MODERNOS (p)



no que diz respeito ao *preço de reserva*, isto é, ao preço que induz a aquisição do insumo. Se o preço do insumo decresce, a indústria vende, em primeiro lugar, aos compradores do grupo *A* e, posteriormente, aos dos grupos *B*, *C* e *D*, tal como ilustrado no Gráfico 2. Esses grupos diferem entre si no que diz respeito a um ou mais parâmetros ou características (*e. g.*, renda do comprador, tamanho da empresa, educação do comprador).

Gráfico 2

**RELAÇÕES TEMPORAIS ENTRE GRUPOS DE  
COMPRADORES (G), PREÇOS (p) E  
COMPRAS (x) DE INSUMOS  
AGRÍCOLAS MODERNOS**



Supondo-se que a tendência (de redução) de preço seja linear, a forma da curva de difusão depende da densidade da distribuição dos parâmetros ou características que diferenciam os grupos (G).

Portanto, começando em um nível mais alto e terminando em um nível mais baixo, verifica-se que a indústria vende primeiro ao grupo caracterizado por indivíduos inovadores, que tendem a ser compra-

dores de alta renda e mais propensos ao risco (A), e depois aos grupos de compradores com renda mais baixa, mais avessos ao risco e com maior propensão à imitação. Desse modo, obtém-se uma curva log-normal invertida, truncada, para o grupo de renda mais baixa, que só se dispõe a adquirir o insumo a preço mais baixo.

Em síntese, a evolução temporal dos preços e das vendas de insumos modernos é explicitada dentro do contexto da teoria neoclássica de produção. Indica-se, portanto, que as curvas de experiência e de difusão, usadas para a obtenção dos parâmetros de experiência ( $\lambda$ ), inovação ( $\delta$ ), difusão ( $\psi$ ) e tamanho máximo de mercado ( $z^0$ ), podem ser coerentes com a teoria econômica, ao contrário do que ocorre nos estudos de orientação sociológica dos processos de experiência e de difusão de inovações tecnológicas, nos quais este aspecto de coerência teórica é ignorado.

A equação empírica de demanda, na forma linearizada, do  $i$ -ésimo insumo agrícola moderno *não-durável* (isto é, corretivos, fertilizantes, rações balanceadas, sementes certificadas de algodão, sementes certificadas de arroz e sementes de milho híbrido) é expressa do seguinte modo:

$$x_{it} = g_i \alpha_i + (1 - g_i) x_{it-k} + g_i \beta_{ii} \ln p_{it} + g_i \beta_{ij} \ln p_{jt} + g_i \gamma_i \ln y_t + \mu_{it} \quad (1)$$

A equação empírica de demanda do insumo *durável*  $i$  (tratores agrícolas) é dada por:

$$x_{it} = g_i \alpha_i + (d_i - g_i) x_{it-k} + g_i \beta_{ii} \ln p_{it} + g_i \beta_{ij} \ln p_{jt} + g_i \gamma_i \ln y_t + \mu_{it} \quad (2)$$

Para os desenvolvimentos teóricos subjacentes a (1) e (2) ver, por exemplo, Intrilligator (1978) e Stock e Brandt (1983a). As variáveis são definidas do seguinte modo:  $x_{it-k}$  indica compras observadas do insumo  $i$  no ano  $t - k$ ;  $p_{it}$  indica preço real do insumo respectivo;  $p_{jt}$  indica preço real de fenotiazina, no caso de demanda de rações balanceadas, preço real de milho em grão, no caso de demanda de sementes de milho híbrido, e preço real de terra, nos demais casos; e  $y_t$  indica valor real da produção.

Note-se que os preços relativos dos insumos, neste estudo, na maioria dos casos, são expressos em relação ao preço de venda de terra

nua, para o qual se dispõe de série temporal bastante extensa. Reconhece-se que esta é uma limitação séria do estudo, uma vez que quedas nos preços relativos podem refletir apenas elevações nos preços da terra e não o efeito de acumulação de experiência na indústria de insumos agrícolas modernos.

O procedimento de mínimos quadrados ordinários (MQO) é usado no ajuste dos modelos uniequacionais de demanda de insumos e pressupõe, entre outras coisas, que todas as variáveis explicativas sejam exógenas ou predeterminadas. Limitações de dados são, em parte, responsáveis pelo emprego desse procedimento. Além disso, no presente estudo, consideram-se relações de demanda derivada para a firma representativa e, portanto, para essa firma, os preços e o nível de produto podem ser considerados variáveis exógenas, e o procedimento uniequacional de MQO é razoavelmente apropriado. Mesmo que se empregasse o procedimento multiequacional, seria preciso formular pressuposições fortes do lado da oferta de insumos, conquanto na literatura raramente sejam mencionadas de modo explícito [Judge *et alii* (1980)]. Entre nós, um dos estudos de demanda de insumos que usa sistema multiequacional e que faz menção explícita desse problema é o de Dias *et alii* (1982).

Uma variável importante, mas que foi omitida no modelo de demanda de insumos agrícolas modernos, refere-se ao preço (taxa de juros) real do crédito rural concedido aos agricultores para aquisição destes insumos. Esta omissão se deve à não disponibilidade de séries temporais apropriadas, para o período considerado na análise.

A equação de aprendizagem ou experiência da indústria do  $i$ -ésimo insumo agrícola moderno é:

$$\ln p_{it} = \ln c_{it} + \bar{\lambda}_i \ln z_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

onde  $z_{it}$  é a produção industrial máxima observada do insumo  $i$ , até o ano  $t$ , no caso de insumos *não-duráveis*, ou o estoque acumulado pelos compradores do insumo  $i$ , até o ano  $t$ , no caso de insumos *duráveis*.

É possível que, além do efeito de acumulação de experiência, a tendência decrescente dos preços reflita também outros efeitos, como ganhos decorrentes de economias de escala e de mudança tecnológica

na indústria. Entretanto, com base no modelo usado e nos dados disponíveis, não é possível isolar esses efeitos [Abernathy e Wayne (1974) e Arrow (1962)].

Para obter estimativas dos parâmetros  $\delta_i$  (inovação),  $\psi_i$  (difusão) e  $z_i^0$  (tamanho de mercado) dos insumos agrícolas modernos selecionados, emprega-se a função logística, descrita, por exemplo, em Girão (1966) e Griliches (1957), e cuja forma funcional, para o  $i$ -ésimo insumo, é dada por:

$$\hat{z}_{it} = \frac{z_i^0}{1 + a_i e^{-b_i t}} \quad (4)$$

na qual  $z_i^0$ ,  $a_i$  e  $b_i$  são parâmetros da logística,  $t$  é a variável de tendência ou tempo e  $\hat{z}_{it}$  expressa o estoque acumulado pelos compradores do insumo  $i$ , até o período  $t$ , inclusive, no caso de insumos *duráveis*, ou quantidade máxima vendida pela indústria, até o período  $t$ , inclusive, no caso de insumos *não-duráveis*. Os parâmetros (4) são estimados por meio do procedimento iterativo não-linear de Marquardt [Yonathan (1974)].

Os dados básicos usados nas análises são séries de preços, níveis de produção ou valor de produção agregada, quantidades vendidas e estoques de 10 insumos agrícolas modernos e cobrem o período de 1966 a 1980 [Stock e Brandt (1983a)].

Algumas das séries de quantidades demandadas (corretivos e sementes) referem-se ao Estado de São Paulo, ao passo que as outras séries de quantidades referem-se ao País, como um todo. Não foi possível, como seria desejável, realizar análises específicas para esses dois mercados (Estado e País), em razão da inexistência das séries apropriadas. Todas as séries de preços foram corrigidas pelo IGP-DI (1980 = 100).

Teoricamente, tal como no modelo (1), a demanda de insumo é expressa com base no preço do próprio insumo ( $p_i$ ) e nos preços de todos os outros insumos ( $p_j$ ). Empiricamente, contudo, a inclusão de todos os  $p_j$  é tarefa inviável, seja pela dificuldade de obter as informações, seja por problemas de multicolinearidade. Assim, nos modelos empíricos, o que se fez foi *experimentalmente*, preliminarmente, além de  $p_i$ , os preços de serviços de terra e de trabalho, visto



que alguns insumos agrícolas modernos são poupadores de terra e outros são poupadores de trabalho. Infelizmente, os resultados (em termos de coerência de sinais e significância de coeficientes de regressão) obtidos de modelos com preço de serviços de trabalho não foram satisfatórios [Stock e Brandt (1983a)].

### 3 — Resultados e discussão

A apresentação dos resultados inicia-se com a análise da estrutura de demanda de insumos modernos, principalmente no que se refere a elasticidades-preço, elasticidades-cruzadas, elasticidades de escala e de ajuste da demanda. O segundo segmento desta seção refere-se à discussão do processo de experiência, observado nas diferentes indústrias de insumos agrícolas modernos. Em terceiro e último lugar, analisa-se o processo de difusão de insumos agrícolas modernos no setor agrícola do País.

Os resultados obtidos com o ajustamento das equações de *demanda* de insumos agrícolas modernos são apresentados na Tabela 1. Em quatro dos 10 modelos ajustados foi omitida a variável  $\ln y_t$  (valor real da produção). Conquanto se reconheça sua importância teórica, não foi possível, nestes quatro casos, o exame de seus efeitos sobre a demanda dos insumos, uma vez que a inclusão desta variável criava problemas sérios de multicolinearidade nos modelos. Pela mesma razão excluiu-se a variável  $p_{jt}$  do modelo de demanda de fertilizantes. Adverte-se, conseqüentemente, para a possível presença de algum viés de especificação nestes modelos.

Três valores de  $\bar{R}^2$  e  $F$  são bastante reduzidos e não-significativos, o que reflete, possivelmente, a omissão de variáveis relevantes para a explicação de variações significativas na quantidade demandada de três insumos: inseticidas e sementes de arroz e de milho.

À primeira vista, as estatísticas  $h$ , de Durbin, indicam ocorrência de problemas de correlação serial positiva nos resíduos. Contudo, como se trata de amostras pequenas, esse teste pode não ser apropriado. Nos casos de ocorrência de problemas de autocorrelação residual, o uso do procedimento de Cochrane-Orcutt (CO) é usual.

TABELA 1

Brasil: estimadores de parâmetros de demanda de insumos agrícolas modernos — 1966/80 a

Insumos (i)	Variável explicativa						Intercepto ( $\alpha_0$ )	F	R <sup>2</sup> ( $\hat{\theta}$ )
	$x_{i,t-1}$	$\ln(p_{ij}/p_i)$	$\ln p_{ij}$	$\ln p_{ij}$	$\ln y_i$	$\ln y_i$			
Corretivos	0,552*** (2,168)	-124,099* (1,235)	...	...	...	...	-51,214	13,473 ++	0,641 (-21,990)
Fertilizantes	0,873*** (4,354)	...	-238,810* (1,130)	...	513,984* (1,280)	...	-1,600,089	126,230 ++	0,984 (-7,444)
Fungicidas	0,443* (1,297)	-4,701* (1,035)	...	...	...	...	19,813	5,702 +	0,420 (INT)
Herbicidas	0,216 (0,519)	-5,443* (1,184)	...	...	12,497** (1,678)	...	-46,790	10,124 ++	0,819 (IND)
Inseticidas	0,269* (0,864)	-3,563* (1,174)	...	...	...	...	24,276	3,044	0,289 (IND)
Rações balanceadas	1,055*** (16,290)	-0,874** (1,498)	...	...	0,590* (1,018)	...	-3,580	834,974 ++	0,994 (-3,169)
Sementes certificadas de algodão	-0,335** (1,703)	...	-460,168*** (2,912)	-279,498*** (3,721)	503,112*** (3,612)	...	28,960	14,797 +	0,798 (-6,342)
Sementes certificadas de arroz	...	-12,646**	...	...	24,793*** (1,877)	...	13,035	1,359	0,071 (-20,192)
Sementes de milho híbrido	0,263** (1,535)	-194,806** (1,524)	...	...	...	...	-144,581	1,543	0,072 (-11,115)
Tratores agrícolas	-0,086** (1,574)	...	-1,733** (1,776)	0,811** (1,697)	2,348*** (2,009)	...	-8,300	41,920 ++	0,821 (-3,075)

FONTE: Dados básicos apresentados em Stock (1983).

a Período 1970/80, para herbicidas e inseticidas;  $x_{i,t-k}$  indica compras observadas do insumo  $i$  no ano  $t-k$ ;  $p_{ij}$  indica preço real do insumo respectivo;  $p_{ij}$  indica preço real de fenotiazina, no caso de demanda de rações balanceadas, preço real de milho em grão, no caso de demanda de sementes de milho híbrido, e preço real de terra, nos demais casos;  $y_i$  indica valor real da produção. Os valores entre parênteses, abaixo dos coeficientes de regressão parcial, são as estatísticas  $t$ , de Student; \*, \*\*, \*\*\* e \*\*\*\* indicam significância aos níveis de 0,20, 0,10, 0,05 e 0,01 de probabilidade (testes unilaterais), respectivamente; + e ++ indicam significância aos níveis de 0,05 e 0,01 de probabilidade (testes bilaterais), respectivamente; e IND indica indeterminado, em razão da ocorrência de radicando negativo.

mente considerado. Entretanto, o problema de autocorrelação residual não foi aqui considerado porque as equações selecionadas de demanda incluem variáveis que apresentam forte tendência, o que compromete o êxito da aplicação de métodos como CO. Maeshiro (1976) demonstrou que, em casos como esses, o uso de procedimentos como CO, ou primeira diferenciação, tende a diminuir, em vez de aumentar, a eficiência dos estimadores.

Dentre os coeficientes de regressão parcial estimados da variável endógena defasada ( $x_{it-1}$ ), oito foram significativamente diferentes de zero ao nível 0,20 de probabilidade, indicando ajuste não instantâneo da demanda desses insumos. Nos casos restantes (herbicidas e sementes certificadas de arroz), entretanto, o ajuste da demanda desses insumos parece ser instantâneo, visto que os respectivos coeficientes de ajuste não são estatisticamente diferentes da unidade. Na equação de demanda de sementes de algodão, o sinal negativo do coeficiente de regressão parcial da variável  $x_{it-1}$  indicou ocorrência de superajustamento ( $g_i > 1$ ) da demanda desse insumo. Na equação de demanda de investimento de tratores agrícolas, no entanto, a elasticidade de ajuste calculada foi menor que a unidade ( $g_i = 0,15$ ), ao se admitir a taxa de depreciação do estoque ( $d_i$ ) da ordem de 7% ao ano. Na equação de demanda derivada de rações balanceadas obteve-se coeficiente de regressão parcial da variável endógena defasada maior que a unidade, o que implica coeficiente de ajuste negativo ou menor que zero, dificultando sua interpretação. Possivelmente, alto grau de incerteza, em relação a preços e suprimento, influenciando o mercado desse insumo, estaria perturbando o mecanismo de ajuste de demanda na direção do nível desejado ou de equilíbrio.

As elasticidades de ajuste são apresentadas na Tabela 2. Seis dentre as nove elasticidades de ajuste calculadas variaram de 0,13 a 0,73, indicando que os produtores rurais levam mais de um período para ajustar as quantidades demandadas aos níveis desejados, diante de mudanças em preços e produção. Indicações comparáveis foram obtidas em estudos anteriores realizados no País. Cibantos (1972), estudando o mercado de fertilizantes do Estado de São Paulo, obteve estimativa de  $g_i$  igual a 0,10, para o período de 1949 a 1971. Do mesmo modo, Stock e Brandt (1983a), em estudo da demanda de

TABELA 2

Brasil: estimadores de elasticidades-preço ( $\eta_{ij}$ ), elasticidades cruzadas ( $\eta_{ij}$ ), elasticidades de escala ( $\eta_{iv}$ ) e elasticidades de ajuste ( $g_i$ ) de demanda de insumos agrícolas modernos — 1966/80<sup>a</sup>

Insumos (i)	Curto prazo			Ajuste ( $g_i$ )	Longo prazo		
	$\eta_{ii}$	$\eta_{ij}$	$\eta_{iv}$		$\eta_{ii}$	$\eta_{ij}$	$\eta_{iv}$
Corretivos	-0,141	0,141	...	0,448	-0,314	0,314	...
Fertilizantes	-0,181	...	0,274	0,127	-1,425	...	2,157
Fungicidas	-0,236	0,236	...	0,557	-0,423	0,423	...
Herbicidas	-0,341	0,341	0,781	1,000	-0,341	0,341	0,781
Inseticidas	-0,106	0,106	...	0,731	-0,145	0,145	...
Rações balanceadas	-0,155	0,155	0,095	...	...	...	...
Sementes certificadas de algodão	-0,833	-0,506	1,020	1,335	-0,624	-0,379	0,764
Sementes certificadas de arroz	-0,131	0,131	0,256	1,000	-0,131	0,131	0,256
Sementes de milho híbrido	-0,591	0,591	...	0,637	-0,928	0,928	...
Tratores agrícolas	-0,771	0,361	1,083	0,153	-5,042	2,359	7,079

FONTES: Tabela 1 e dados básicos apresentados em Stock (1983).

<sup>a</sup> Período 1970/80, para herbicidas, e 1967/80, para fungicidas e inseticidas; j expressa preço real de fenotiazina, no caso de demanda de rações balanceadas, preço real de milho em grão, no caso de demanda de sementes de milho híbrido, e preço real de terra, nos demais casos, e ... índices valcr não está-mado.

tratores agrícolas no Brasil, obtiveram estimativa de  $g_i$  igual a 0,13, para o período de 1965 a 1980. Também Stock e Brandt (1983b), em estudo da demanda de sementes de milho híbrido no mercado do Estado de São Paulo, obtiveram estimativa de elasticidade de ajuste igual à unidade ( $g_i = 1$ ), para o período de 1965 a 1980.

Todos os 10 coeficientes de regressão parcial da variável preço real (ou relativo) de insumos agrícolas modernos são significativamente diferentes de zero, ao nível 0,20 de probabilidade. O sinal negativo de todos esses coeficientes é coerente com a expectativa de que o preço do insumo é inversamente relacionado com a quantidade demandada, em virtude do efeito de substituição entre insumos.

Os coeficientes de regressão parcial da variável indicadora de preço de insumos alternativos ( $p_{it}$ ), nas duas equações em que foi explicitamente incluída, são estatisticamente significativos, ao nível 0,10 de probabilidade. Nesses dois casos, o preço da terra foi selecionado como indicador de preço de insumos alternativos. O sinal negativo desse coeficiente indica relação de complementaridade entre serviços de terra e sementes certificadas de algodão, enquanto o sinal positivo indica relação de substitutibilidade entre serviços de terra e serviços de tratores agrícolas. No caso da demanda de tratores, o resultado obtido é algo surpreendente, uma vez que tratores agrícolas constituem tecnologia poupadora de trabalho, e não de terra. É possível que a variável preço de terra, tal como expressa nessa análise (preço de compra, e não preço de arrendamento), não esteja captando, de modo adequado, as variações nos preços dos serviços de terra [Stock e Brandt (19893a)].

Em sete das oito equações restantes, o efeito do preço de insumo alternativo em produção sobre a demanda de insumos modernos é indicado pelo inverso do coeficiente da variável preço relativo ( $p_u/p_{it}$ ), isto é, preço real de fenotiazina, no caso da demanda de rações balanceadas, preço real de milho em grão, no caso de sementes de milho híbrido, ou preço real de terra, nos demais casos. Na equação de demanda de fertilizantes não foi possível detectar o efeito de preços de insumos alternativos (terra, no caso) sobre a demanda de fertilizantes, uma vez que sua inclusão criava sérios problemas de multicolinearidade com a variável endógena defasada ( $x_{it-1}$ ), ou seu coeficiente não era estatisticamente significativo.

Os coeficientes de regressão parcial da variável indicadora de nível de produção, incluída em seis das 10 equações, são todas significativamente diferentes de zero, ao nível 0,20 de probabilidade. Os sinais desses coeficientes são todos positivos e, portanto, coerentes com as expectativas *a priori*. As elasticidades de escala da demanda desses insumos variam de 0,10 a 1,08, aproximadamente, no curto prazo, indicando variações proporcionais nas vendas de sementes de algodão e tratores e variações menos que proporcionais nas vendas de rações balanceadas, sementes de arroz, fertilizantes e herbicidas, para determinada variação no nível do produto. Nas quatro equações restantes (corretivos, fertilizantes, inseticidas e sementes de milho híbrido), a variável  $y_t$  foi omitida, uma vez que sua inclusão criava sérios problemas de multicolinearidade com a variável endógena defasada ( $x_{it-1}$ ), ou seus coeficientes de regressão parcial apresentavam sinais incoerentes com as expectativas.

As elasticidades-preço, elasticidades cruzadas e elasticidades de escala de demanda derivada, calculadas para os prazos curto e longo, são também apresentadas na Tabela 2.

As elasticidades-preço de demanda, no curto prazo, variam de  $-0,83$  a  $-0,11$ , situando-se, portanto, na amplitude inelástica. A demanda de sementes certificadas de algodão, tratores agrícolas e sementes de milho híbrido é bastante sensível a variações de preço, ao passo que a demanda dos sete insumos apresenta-se relativamente pouco sensível a variações de seus respectivos preços, no curto prazo. Esses resultados são semelhantes às estimativas de elasticidade-preço de demanda de insumos agrícolas modernos obtidas em estudos anteriores, realizados no País. Cibantos (1972), por exemplo, obteve estimativa de  $\eta_{ii}$  igual a  $-0,25$  para demanda de fertilizantes no mercado de São Paulo, para o período de 1949 a 1971. A pesquisa disponível sobre demanda de defensivos agrícolas, realizada por Tamaki (1976), para o mercado do Estado de São Paulo (1965 a 1974), refere-se a defensivos específicos (marcas comerciais). Portanto, seus resultados não são diretamente comparáveis com os obtidos no presente estudo. Contudo, é de se esperar que os valores absolutos das elasticidades-preço de demanda de insumos específicos (marcas comerciais) sejam maiores que os obtidos para as elasticidades-preço de demanda agregada (conjunto de todas as marcas

comerciais) desses insumos. Nesse sentido, os resultados ora obtidos são coerentes com as observações de Tamaki, que obteve estimativa de  $\eta_{ii}$  igual a  $-0,45$  para o inseticida Parathion e  $\eta_{ii}$  igual a  $-2,92$  para o fungicida Maneb.

Não se dispõe de estimativa anterior, para o mercado brasileiro, referente à demanda de rações balanceadas [para uma descrição deste mercado, ver IPEA (1978)]. O resultado obtido por Surry e Meilke (1982), para o mercado francês (1957 a 1977), que indica estimativa de  $\eta_{ii}$  igual a  $-0,22$ , sugere que a demanda de rações balanceadas, naquele país, é preço-inelástica e coerente com a evidência ora obtida para o mercado nacional.

No que diz respeito ao mercado nacional de sementes melhoradas, na medida do conhecimento empírico disponível, as únicas pesquisas anteriormente publicadas referem-se à demanda de sementes de milho híbrido ( $\eta_{ii} = -0,27$ ) e sementes certificadas de algodão ( $\eta_{ii} = -0,76$ ), no Estado de São Paulo (1965 a 1980), apresentadas recentemente por Stock e Brandt (1983b) e Cibantos (1983), respectivamente, que sugerem, também, que a demanda de sementes melhoradas, no curto prazo, é preço-inelástica.

Diversos autores examinaram a estrutura da demanda de tratores agrícolas no Brasil, e os resultados obtidos, sintetizados em Stock e Brandt (1983a), indicam que a demanda de investimento em tratores agrícolas, no País, é preço-inelástica, no curto prazo ( $\eta_{ii} = -0,70$ ).

Em conjunto, os resultados obtidos indicam que acréscimos no preço real efetivamente pago pelos produtores rurais por insumos agrícolas modernos resultariam em redução, no curto prazo, menos que proporcional nas quantidades demandadas, mas em aumento mais que proporcional no dispêndio com esses insumos, desde que outras variáveis que influenciam a demanda desses insumos permanecessem constantes.

Dentre as nove elasticidades cruzadas calculadas de demanda de insumos agrícolas modernos, oito foram maiores do que zero, indicando, em geral, relações de substituição entre o insumo moderno em pauta e o insumo alternativo, no curto prazo. Para sementes certificadas de algodão, de modo algo surpreendente, o sinal de  $\eta_{ij}$  foi negativo, sugerindo, à primeira vista, relação de complementa-

ridade entre esse insumo e serviços de terra. É possível que esta incoerência se deva a problemas de especificação incompleta ou inadequada deste modelo. Valores numéricos positivos e baixos dessas oito elasticidades cruzadas ( $\eta_{ij}$ ) indicaram grau relativamente baixo de substitutibilidade entre os diferentes insumos agrícolas modernos analisados e o insumo alternativo em pauta, diante de mudanças nos preços relativos, no curto prazo. Por exemplo, acréscimos no preço real (ou relativo) do insumo alternativo resultariam em acréscimos menos que proporcionais nas quantidades demandadas desses insumos, mas em acréscimos mais que proporcionais nos dispêndios com esses insumos, no curto prazo, caso outras variáveis que influenciam a demanda desses insumos permanecessem constantes.

Trabalhos anteriores realizados no País apresentam resultados semelhantes, como, por exemplo, Stock e Brandt (1983*b*), que, em estudo da demanda de sementes de milho híbrido no Estado de São Paulo, obtiveram estimativa de  $\eta_{ij}$  igual a 0,23, para serviços de terra, no curto prazo. Para o mercado de tratores agrícolas, Stock e Brandt (1983*b*) obtiveram estimativa de  $\eta_{ij}$  igual a 0,95, para o curto prazo, quando o preço de serviço de mão-de-obra foi incluído na equação de demanda desse insumo.

Dentre as nove elasticidades-preço calculadas para o longo prazo, sete variaram de  $-0,93$  a  $-0,13$ , situando-se, portanto, na amplitude inelástica. Apenas a demanda de fertilizantes e de tratores agrícolas foi altamente sensível a variações de preços reais, no longo prazo. Esses resultados são coerentes com os obtidos em pesquisas anteriores realizadas no País, como, por exemplo, Cibantos (1972), que, ao estudar o mercado de fertilizantes no Estado de São Paulo, obteve estimativas de  $\eta_{ii}$  igual a  $-2,48$ , no longo prazo, para o período de 1949 a 1971. Stock e Brandt (1983*a*) obtiveram estimativa de  $\eta_{ii}$  igual a  $-5,42$ , no longo prazo, para o mercado de tratores agrícolas no País, para o período de 1965 a 1980.

Dentre as nove elasticidades cruzadas calculadas para o longo prazo, sete situaram-se na amplitude inelástica (entre  $|0,13|$  e  $|0,93|$ ), indicando que mudanças nos preços relativos desse insumo e de terra resultariam em mudanças menos que proporcionais na quantidade demandada desses insumos.



No caso da demanda de investimento em tratores agrícolas, os resultados mostram que, no longo prazo, a demanda desse insumo é relativamente sensível a variações de preços de serviços de terra, isto é, mudanças no preço relativo de terra resultariam, no longo prazo, em mudanças mais que proporcionais na quantidade demandada de investimento em tratores agrícolas.

Dentre as cinco elasticidades de escala calculadas para o longo prazo, três situaram-se na amplitude inelástica (entre 0,26 e 0,78), indicando que mudanças no nível de produto resultariam em mudanças menos que proporcionais nas vendas desses insumos, desde que outras variáveis que influenciam a demanda desses insumos permanecessem constantes. Apenas a demanda de fertilizantes e de tratores foi altamente sensível a variações no nível de produto, no longo prazo.

Os estimadores de parâmetros de *experiência* da indústria de insumos agrícolas modernos são apresentados na Tabela 3. Os coeficientes de determinação ( $\bar{R}^2$ ) das equações de experiência variaram de 0,24 a 0,88, aproximadamente. O grau de ajuste das equações de experiência aos dados de preços e ao indicador de experiência acumulada foi relativamente bom ( $\bar{R}^2 > 0,66$ ) em seis das 10 equações ajustadas. A estatística de Durbin-Watson (DW) indicou ocorrência de problemas de correlação serial positiva nos resíduos de todas as 10 equações ajustadas. Relembre-se, contudo, que a estatística DW pode não ser apropriada no caso de pequenas amostras, e que, como demonstra Maeshiro (1976), o uso dos procedimentos de Cochrane-Orcutt ou de primeira diferenciação tende a agravar, em vez de reduzir, o problema de correlação serial nos resíduos, nos casos em que, como ocorre na presente análise, a variável explicativa apresenta forte tendência.

Todos os 10 valores dos parâmetros de experiência industrial estimados foram significativamente diferentes de zero, ao nível 0,05 de probabilidade, e apresentaram sinais negativos, coerentes com o modelo de experiência, indicando que os preços relativos dos insumos agrícolas modernos variam inversamente à experiência acumulada pela indústria, ao longo do tempo. Segundo esse modelo, os custos marginais de produção tendem a decrescer, ao longo do tempo, à medida que a indústria acumula experiência.

TABELA 3

Brasil: estimadores de parâmetros de experiência da indústria  
de insumos agrícolas modernos — 1966/80<sup>a</sup>  
[variável dependente:  $\ln (p_{it}/p_{jt})$ ]

Insumos (i)	Parâmetros de Experiência ( $\lambda_i$ )	Interceptos ( $c_{it}$ )	$\bar{R}^2$ (DW)
Corretivos	-1,500*** (5,063)	615,8	0,664 (0,333)
Fertilizantes	-0,574*** (6,282)	13,8	0,752 (0,006)
Fungicidas	-0,966*** (9,287)	99,3	0,878 (0,811)
Herbicidas	-0,197* (1,910)	7,0	0,288 (1,320)
Inseticidas	-2,521*** (4,935)	7.934,0	0,670 (0,775)
Rações balanceadas	-0,463*** (7,686)	0,1	0,820 (0,950)
Sementes certificadas de algodão	-1,193** (2,903)	34,7	0,392 (0,614)
Sementes certificadas de arroz	-5,926* (2,354)	4,8.10 <sup>10</sup>	0,299 (0,649)
Sementes de milho híbrido	-1,928* (2,049)	1.884,0	0,244 (0,494)
Tratores agrícolas	-1,026*** (9,417)	3,6	0,872 (0,671)

FONTE: Dados básicos apresentados em Steck (1983).

<sup>a</sup> Período 1970/80, para herbicidas, e 1987/80, para fungicidas e inseticidas:  $p_{it}$  indica preço real do  $i$ -ésimo insumo;  $p_{jt}$  indica preço real de fenotiazina, na equação de experiência da indústria de rações, e preço real de terra, nas equações de experiência das indústrias dos demais insumos. Os valores entre parênteses, abaixo dos coeficientes de regressão simples, são as estatísticas  $t$ , de Student; \*, \*\* e \*\*\* indicam significância aos níveis de 0,05, 0,01 e 0,005 de probabilidade (testes unilaterais), respectivamente.

Os valores numéricos dos parâmetros estimados de experiência industrial de insumos agrícolas modernos variaram de  $-2,5$  a  $-0,2$ , aproximadamente, e indicaram o decréscimo percentual esperado no preço real do insumo, em decorrência do acréscimo de  $1\%$  na experiência acumulada pela indústria, tal como indicada pelo nível máximo prévio de vendas da indústria, no caso de insumos *não-duráveis*, e pelo nível de estoque dos compradores, no caso de insumos *duráveis*.

Baixos valores absolutos dos parâmetros de experiência indicam baixa taxa de acumulação de experiência da indústria respectiva. Valores de  $\bar{\lambda}$  na amplitude de zero a  $-1$  foram observados nas indústrias de herbicidas ( $\bar{\lambda} \simeq -0,2$ ), rações balanceadas ( $\bar{\lambda} \simeq -0,5$ ), fertilizantes ( $\bar{\lambda} \simeq -0,6$ ), fungicidas ( $\bar{\lambda} \simeq -1,0$ ) e tratores agrícolas ( $\bar{\lambda} \simeq -1,0$ ). Altas taxas médias de experiência, por outro lado, foram observadas nos casos de sementes certificadas de arroz ( $\bar{\lambda} \simeq -5,9$ ), inseticidas ( $\bar{\lambda} \simeq -2,5$ ), sementes de milho híbrido ( $\bar{\lambda} \simeq -1,9$ ), corretivos ( $\bar{\lambda} \simeq -1,5$ ) e sementes certificadas de algodão ( $\bar{\lambda} \simeq -1,2$ ). Conquanto a relação esperada (inversa) entre experiência e preço relativo se verifique em todos os 10 setores estudados é evidente que o efeito de experiência acumulada foi sensivelmente maior nos setores de sementes melhoradas, corretivos e inseticidas que nos setores de produção dos insumos restantes. Inúmeras razões podem ajudar a explicar essas diferenças nos processos de acumulação de experiência industrial: em primeiro lugar, o controle governamental de preços dos insumos, observado, por exemplo, no mercado de tratores agrícolas, pode fazer com que as reduções no custo de produção industrial, decorrentes do processo de acumulação de experiência, sejam repassadas apenas parcialmente aos preços de venda deste insumo; em segundo lugar, da mesma forma, as imperfeições competitivas observadas nos mercados desses insumos, que se caracterizam, em geral, por alto grau de concentração industrial, podem explicar, pelo menos em parte, os baixos valores absolutos dos parâmetros de experiência; e, em terceiro lugar, é possível, simplesmente, que as possibilidades de redução de custos, no período coberto pelo estudo, ainda sejam elevadas para a indústria de alguns insumos (como, por exemplo, a de herbicidas), mas já estejam prati-

camente esgotadas para outras (como, por exemplo, a de sementes certificadas de arroz).

Os parâmetros estimados das funções logísticas de *difusão* de insumos agrícolas modernos são apresentados na Tabela 4. Os valores absolutos dos parâmetros das equações de forma logística servem de base para o cálculo dos parâmetros de inovação, difusão e tamanho de mercado, apresentados nas Tabelas 5 e 6. Todos os 10 coeficientes de determinação ( $R^2$ ) das equações de difusão foram superiores a 0,80 e, desses, oito foram superiores a 0,90, indicando bom ajustamento das funções logísticas de difusão aos dados observados.

Os parâmetros  $\hat{z}_i^0$  estimados indicam os tamanhos máximos dos mercados, isto é, os máximos assintóticos das curvas ajustadas, que correspondem aos níveis máximos de compras dos insumos agrícolas modernos em pauta, para o período coberto pelo estudo, *ceteris paribus*.

Menores valores absolutos dos parâmetros  $\hat{a}_i$  estimados refletem interceptos (ou assíntotas inferiores) relativamente maiores, para as curvas de difusão desses insumos. Nessa categoria estão sementes certificadas de arroz ( $\hat{a} \simeq 0,18$ ) e sementes de milho híbrido ( $\hat{a} \simeq 0,57$ ). Por outro lado, maiores valores absolutos de  $\hat{a}_i$ , refle-

TABELA 4

Brasil: estimadores de parâmetros das funções logísticas de difusão de insumos agrícolas modernos — 1966/80<sup>a</sup>

Insumos (i)	Unidades	Parâmetros estimados			$R^2$
		$\hat{z}_i^0$	$\hat{a}_i$	$\hat{b}_i$	
Corretivos	10 <sup>3</sup> t	1.471,29	3,10	0,36	0,969
Fertilizantes	10 <sup>3</sup> t	6.746,52	15,09	0,22	0,981
Fungicidas	10 <sup>3</sup> t	41,62	121,62	0,88	0,947
Herbicidas	10 <sup>3</sup> t	25,14	42,90	0,87	0,799
Inseticidas	10 <sup>3</sup> t	48,59	1,21	0,24	0,935
Rações balanceadas	10 <sup>3</sup> t	419,99	268,07	0,17	0,996
Sementes certificadas de algodão	10 <sup>3</sup> sc	1.056,36	1,85	0,84	0,927
Sementes certificadas de arroz	10 <sup>3</sup> sc	117,75	0,18	1,00	0,840
Sementes de milho híbrido	10 <sup>3</sup> sc	397,92	0,57	0,67	0,946
Tratores agrícolas	10 <sup>3</sup> HP	54,23	15,12	0,23	0,933

FONTE: Dados básicos apresentados em Stock (1983).

<sup>a</sup>Período 1966/80, para herbicidas; função de difusão:  $\hat{z}_i = z_i^0 / (1 + a_i e^{-b_i t})$ , para  $z_i^0 > 0$ ,  $a_i > 0$  e  $0 < b_i \leq 1$ , sendo  $t = 0$ , no ano de 1969, para herbicidas e  $t = 0$ , no ano de 1966, para os demais insumos.

TABELA 5

Brasil: estimadores de parâmetros de inovação ( $\hat{\delta}_i$ ), difusão ( $\hat{\psi}_i$ ) e tamanho de mercado ( $\hat{z}_i$ ) de insumos agrícolas modernos — 1966/80<sup>a</sup>

Insumos (i)	Difusão máxima $\hat{t}_{i1}$ (ano)	$\hat{\delta}_i$ 1966 (%)	$\hat{\psi}_i$ 1966/80 (%)	$\hat{z}_i$ 1980 (%)
Corretivos	1969	24,3	73,6	97,9
Fertilizantes	1978	6,2	54,2	60,4
Fungicidas	1971	0,8	99,2	100,0
Herbicidas	1973	2,3	97,7	100,0
Inseticidas	1967	45,2	50,9	96,1
Rações balanceadas	1980	0,4	3,3	3,7
Sementes certificadas de algodão	1967	35,0	65,0	100,0
Sementes certificadas de arroz	1964	84,6	15,4	100,0
Sementes de milho híbrido	1965	63,7	36,3	100,0
Tratores agrícolas	1978	6,2	56,4	62,6

FONTE: Dados básicos apresentados em Stock (1983).

<sup>a</sup>Período 1969/80, para herbicidas:  $\hat{t}_{i1} = \ln a_i$ , expressa o período (ano) em que ocorre o ponto de inflexão na curva de difusão;  $\hat{\delta}_i = 100/(1 + a_i)$ ;  $\hat{\psi}_i = (z_i - \delta_i)$ ;  $\hat{z}_i = 100(1 + a_i e^{-b_i t})$ , sendo  $t = 0$ , no ano de 1969, para herbicidas e  $t = 0$ , no ano de 1966, para os demais insumos.

TABELA 6

Brasil: previsão e projeções de tamanho de mercado de insumos agrícolas modernos — 1980/85<sup>a</sup>

Insumos (i)	Unidades	$\hat{z}_i^1$	$\hat{z}_i^2$		$\hat{z}_i^0$
			1980	1985	
Corretivos	10 <sup>3</sup> t	1,5	1,4	1,5	1,5
Fertilizantes	10 <sup>3</sup> t	4,0	4,1	5,5	6,7
Fungicidas	10 <sup>3</sup> t	40,5	41,6	41,6	41,6
Herbicidas	10 <sup>3</sup> t	28,3	25,1	25,1	25,1
Inseticidas	10 <sup>3</sup> t	45,2	46,7	48,0	28,6
Rações balanceadas	10 <sup>6</sup> t	15,5	15,4	33,7	420,0
Sementes certificadas de algodão	10 <sup>3</sup> sc	1,1	1,1	1,1	1,1
Sementes certificadas de arroz	10 <sup>3</sup> sc	119,0	117,7	117,7	107,7
Sementes de milho híbrido	10 <sup>3</sup> sc	403,8	397,9	397,9	397,9
Tratores agrícolas	10 <sup>6</sup> cv	33,6	34,0	45,7	54,3

FONTE: Dados básicos apresentados em Stock (1983).

$\hat{z}_i^1$  expressa o consumo máximo observado do *i*-ésimo insumo, até o ano de 1980;  $\hat{z}_i^2$  expressa a estimativa ou a projeção do consumo máximo do *i*-ésimo insumo, até os anos de 1980 a 1985, respectivamente; e  $\hat{z}_i^0$  expressa a estimativa de tamanho máximo de mercado do *i*-ésimo insumo.

tindo interceptos relativamente menores, foram observados para rações balanceadas ( $\hat{a} \simeq 268$ ) e fungicidas ( $\hat{a} \simeq 122$ ).

Os valores estimados dos parâmetros  $\hat{b}_i$  variaram de 0,17 à unidade. A magnitude desses parâmetros reflete, em termos absolutos, a taxa de crescimento das compras efetivas, ao longo do tempo, no período analisado. Assim, por exemplo, para rações balanceadas ( $\hat{b} \simeq 0,17$ ) e fertilizantes ( $\hat{b} \simeq 0,22$ ), as compras efetivas cresceram a taxas relativamente baixas, ao passo que, para sementes certificadas de arroz ( $\hat{b} \simeq 1,0$ ), fungicidas ( $\hat{b} \simeq 0,88$ ) e herbicidas ( $\hat{b} \simeq 0,87$ ), o crescimento verificou-se a taxas substancialmente maiores, ao longo do período analisado.

Os estimadores dos parâmetros de inovação, difusão e tamanho de mercado de insumos agrícolas modernos, para o período estudado, são apresentados na Tabela 5, onde esses parâmetros são expressos em termos relativos, para possibilitar a comparação entre os processos de difusão dos diferentes insumos.

O parâmetro de inovação  $\delta_i$ , isto é, a relação entre nível efetivo agregado de compras e nível máximo agregado de compras, varia de 0,4 a 84,6%, tomando como base o ano de 1966, que é o início do período em análise. Maiores valores desse parâmetro indicam taxas relativamente maiores de difusão desses insumos, até o referido ano. Nessa categoria encontram-se os insumos então mais difundidos, cujo nível efetivo de compras, no período, já se encontrava mais próximo do nível de compras de equilíbrio. Esse é o caso de sementes certificadas de arroz ( $\delta \simeq 85\%$ ), sementes de milho híbrido ( $\delta \simeq 64\%$ ), inseticidas ( $\delta \simeq 45\%$ ), sementes certificadas de algodão ( $\delta \simeq 35\%$ ) e corretivos ( $\delta \simeq 24\%$ ). Além disso, observa-se que o ano em que se verifica a taxa máxima de difusão para esses insumos é relativamente próximo (anterior a 1970, por exemplo) de 1966, indicando que os respectivos processos de difusão já se encontravam na fase decrescente da curva de difusão. Menores valores numéricos do parâmetro de inovação  $\delta_i$ , por outro lado, são observados nos casos dos insumos então menos difundidos e, portanto, com menor nível relativo de difusão, isto é, menor relação entre compras efetivas no ano-base (1966) e compras de equilíbrio. Nessa categoria encontram-se rações balanceadas ( $\delta \simeq 0,4\%$ ), fungicidas ( $\delta \simeq 0,8\%$ ), herbicidas ( $\delta \simeq 2,3\%$ ), tratores agrícolas ( $\delta \simeq 6,2\%$ ) e fertilizantes ( $\delta \simeq 6,2\%$ ).

Os valores numéricos do parâmetro de difusão  $\psi_i$  variaram de 3,3 a 99,2%. Maiores valores numéricos desse parâmetro indicam taxas de difusão relativamente maiores desses insumos, para o período de tempo estudado. Nessa categoria encontram-se fungicidas ( $\psi \simeq 99\%$ ), herbicidas ( $\psi \simeq 98\%$ ), corretivos ( $\psi \simeq 74\%$ ), sementes certificadas de algodão ( $\psi \simeq 65\%$ ), tratores agrícolas ( $\psi \simeq 56\%$ ), fertilizantes ( $\psi \simeq 54\%$ ) e inseticidas ( $\psi \simeq 51\%$ ). Menores valores numéricos do parâmetro de difusão indicam taxas de difusão relativamente menores, como se observou para rações balanceadas ( $\psi \simeq 3\%$ ), sementes certificadas de arroz ( $\psi \simeq 15\%$ ) e sementes de milho híbrido ( $\psi \simeq 36\%$ ).

Prevê-se que, no caso de rações balanceadas, o crescimento do nível efetivo agregado de compras se dará ainda a taxas crescentes, após o ano de 1980 ( $t_I \simeq 1990$ ). Noutros termos, a curva de difusão ainda não atingiu seu ponto de crescimento máximo, até o último ano do período analisado, indicando perspectivas crescentes de difusão e nível efetivo agregado de compras, para esse insumo, após 1980.

Os valores numéricos do parâmetro de tamanho de mercado  $z_i$ , para 1980, variaram de 4 a 100%, aproximadamente. Em cinco dos 10 mercados examinados (sementes certificadas de algodão, sementes certificadas de arroz, sementes de milho híbrido, fungicidas e herbicidas) o nível efetivo agregado de compras foi aproximadamente igual ao nível máximo agregado de compras ( $\hat{z}_i \simeq 100\%$ ), indicando que esses insumos atingiram esse nível máximo ( $\hat{z}_i \simeq \hat{z}_i^0$ ) até o último ano da série analisada. Isso sugere que o crescimento futuro desse mercado dependerá, grandemente, da taxa de crescimento do produto agrícola.

Para rações balanceadas ( $z \simeq 4\%$ ), fertilizantes ( $z \simeq 60\%$ ) e tratores agrícolas ( $z \simeq 63\%$ ), observam-se menores tamanhos de mercado, para o ano de 1980. Indicam-se, nesses casos, boas perspectivas de crescimento do nível efetivo de compras desses insumos, após o ano de 1980. Como se verifica na Tabela 6, as projeções de tamanho de mercado, para 1985, com base nos dados de tamanho máximo de mercado ( $\hat{z}_i^0$ ) e nos parâmetros de difusão ( $\psi_i$ ) estimados, indicam crescimento significativo apenas nos mercados de rações balanceadas (118%), fertilizantes (34%) e tratores agrícolas (34%), em relação ao tamanho de mercado estimado para 1980.

#### 4 — Conclusões

Com base nos resultados obtidos e em conhecimento *a priori*, apresentam-se algumas inferências tentativas para a política agrícola, com ênfase nos efeitos de preço de insumos modernos, preço de terra e nível de produção, sobre o uso de insumos agrícolas modernos. Fazem-se também sugestões para o aprimoramento dos serviços de assistência técnica e extensão rural.

Em geral, os resultados obtidos na presente pesquisa indicam que, no curto prazo, os níveis de uso de insumos agrícolas modernos são moderadamente influenciados por variações nos níveis de preços efetivos desses insumos. Assim, por exemplo, é de se esperar que maiores preços reais dos insumos para os produtores rurais resultariam em mudanças, em sentido inverso e menos que proporcionais, nas compras desses insumos, mas em mudanças em sentido direto e mais que proporcionais nos dispêndios com esses insumos. É de se esperar que esses efeitos sejam relativamente mais acentuados nos mercados de defensivos, rações balanceadas, corretivos e fertilizantes e relativamente menos acentuados nos mercados de sementes melhoradas e de tratores.

A modernização do setor agrícola implica o uso conjugado de pelo menos alguns insumos modernos. Por exemplo, para que o emprego de sementes melhoradas produza máxima resposta potencial, faz-se necessário o emprego concomitante de outros insumos modernos, como defensivos, fertilizantes e corretivos. Não foi possível, com base no modelo empregado e nos dados disponíveis, analisar os efeitos cruzados de mudanças nos preços dos diferentes insumos modernos. Contudo, os resultados obtidos — diferenças entre elasticidades de demanda de insumos modernos — sugerem a possibilidade de se considerar a viabilidade de emprego de crédito subsidiado seletivo e diferenciado, para promoção do uso dos diferentes insumos modernos.

A evidência empírica obtida indica que o nível de demanda de insumos agrícolas modernos varia de modo direto, mas, em geral, menos que proporcional, com o nível de produção. Isso significa que, para a firma agrícola *típica*, eles seriam considerados insumos *normais*. Redução no nível de demanda agregada de produtos agrí-



colas, resultante, por exemplo, de recessão econômica interna e externa, resultaria em menores níveis de compras de insumos agrícolas modernos. Essa previsão pode ser feita com base nos resultados ora obtidos. De fato, no período posterior ao da análise (1981/83), para o qual se dispõe de indicações parciais e preliminares, essas previsões são confirmadas. Evidencia-se também que a redução no nível de produto agrícola não influencia, de modo uniforme, os diferentes mercados de insumos.

No futuro, maiores preços reais de terra, resultantes da continuidade do processo inflacionário e da demanda especulativa de terra, deverão influenciar, de modo significativo e direto, as compras de insumos agrícolas modernos, embora em grau moderado. Lembra-se, contudo, que as relações estimadas entre demanda de insumos agrícolas modernos e preços de terra basearam-se em dados de preços de venda, e não em preços de arrendamento de terra, como seria desejável. Visto que, no período analisado, os preços de venda apresentaram tendência crescente mais acentuada que os preços de arrendamento de terra, as indicações anteriores devem ser consideradas com cautela redobrada.

Os parâmetros estimados de aprendizagem ou experiência industrial são coerentes com a hipótese de que os custos marginais de produção de insumos agrícolas modernos decrescem à medida que a indústria acumula experiência, o que se reflete na tendência de menores preços reais de venda de insumos agrícolas modernos, ao longo do tempo. Além disso, visto que a evidência empírica referente aos parâmetros de experiência foi baseada em séries de preços efetivamente pagos pelos produtores rurais, as indicações são bastante animadoras no que diz respeito à transferência aos produtores rurais (pelo menos em parte, mas de modo contínuo) dos ganhos alcançados com maior eficiência de produção industrial.

Com a adoção de políticas de substituição de importações, o Governo visa, entre outros objetivos, a proteger a indústria nacional de insumos agrícolas. Essas políticas envolvem imposições de tarifas ou quotas de importação sobre similares estrangeiros. Os resultados do presente estudo parecem sugerir que menores efeitos dessa proteção talvez devam ser esperados, à medida que menores níveis de custos e preços sejam alcançados e oferecidos pela indústria nacional.

Sugere-se, de modo preliminar, que as políticas protecionistas talvez devam ser reexaminadas, visando a determinar a viabilidade de sua abolição, pelo menos para algumas das indústrias examinadas.

Os resultados da análise de difusão tecnológica permitem distinguir três grupos de insumos agrícolas modernos, que caracterizam fases distintas do processo de difusão. O primeiro, integrado por sementes certificadas de algodão, arroz e milho híbrido, apresenta curvas de difusão que descrevem o último estágio do processo de difusão, isto é, maiores níveis efetivos agregados de compra, em relação aos níveis potenciais de compra, indicando: *a)* difusão plena dessas tecnologias; *b)* destaque do papel dos imitadores tardios no processo de difusão; e *c)* estabilização do nível máximo de difusão. Com base nessa evidência, e para esses insumos, sugere-se que os serviços de assistência técnica e extensão rural utilizem, predominantemente, métodos de difusão de massa. Em contraste, o segundo grupo de insumos, formado por rações balanceadas, fertilizantes e tratores, localiza-se no primeiro estágio da curva de difusão, caracterizado por baixos níveis de compras efetivas, em relação aos níveis de compras potenciais, indicando: *a)* baixos mas crescentes níveis de difusão; *b)* predominância do papel dos inovadores e imitadores precoces; e *c)* níveis de compras potenciais ainda não bem definidos. Sugere-se que, para esses insumos, os métodos de difusão empregados pelos serviços de assistência técnica e extensão rural sejam baseados principalmente em liderança e acompanhamento direto. Finalmente, o terceiro grupo de insumos, integrado por herbicidas e fungicidas, localiza-se no estágio intermediário do processo de difusão. As curvas de difusão desses insumos indicam: *a)* destaque do papel dos inovadores e imitadores; e *b)* tendência à estabilização do nível máximo de difusão. Sugere-se, para esses insumos, o emprego de uma combinação de métodos de difusão de massa, de liderança e acompanhamento direto.

Foi empregado neste estudo um modelo de equilíbrio parcial. Nesse sentido, ignoram-se as relações de interdependência dos diferentes insumos agrícolas modernos. Sugere-se que essa limitação, entre outras, deveria ser abordada em pesquisas futuras, visando a examinar as inter-relações de demanda e difusão desses insumos.

## Bibliografia

- ABERNATHY, W. J., e WAYNE, K. Limits to the learning curve. *Harvard Business Review*, Cambridge, 52 (1):109-20, 1974.
- ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. *Review of Economic Studies*, Edinburgh, 29 (81):155-73, 1962.
- BASS, F. M. A new product growth for modern consumer durables. *Management Science*, Providence, 15 (5):215-27, 1969.
- . The relationship between diffusion rates, experience curves, and demand elasticities for consumer durable technological innovations. *Journal of Business*, Chicago, 53 (3):51-67, 1980.
- CIBANTOS, J. S. *Demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo*. Tese M. S. Piracicaba, ESALQ/USP, 1972.
- . *A demanda de tecnologia biológica: o caso de sementes certificadas de algodão*. Tese L. D. Botucatu, UNESP, 1983.
- DIAS, R. S., BRANDT, S. A., e FONTES, R. M. O. Modelo translog de substituição de fatores na agricultura brasileira. In: *Anais do 4.º Encontro Brasileiro de Econometria*. Brasília, SBE, 1982.
- GIRÃO, J. A. A função Spillman e a logística — características e estimação. *Revista Agronômica*, Lisboa, 49 (3/4):93-116, 1966.
- GRILICHES, Z. Hybrid corn: an exploration in the economics of technological change. *Econometrica*, Bristol, 25 (4):133-42, 1957.
- INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. *Tecnologia moderna para a agricultura (vol. III — a indústria nacional de rações balanceadas e concentrados)*. Série Estudos para o Planejamento, 20. Brasília, D.F., 1978.
- INTRILLIGATOR, M. D. *Econometric models, techniques, and applications*. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, 1978.

- JUDGE, G. G., GRIFFITHS, W. E., HILL, R. C., e LEE, T. C. *The theory and practice of econometrics*. New York, Willey, 1980.
- MAESHIRO, A. Autoregressive transformation, trended independent variables and autocorrelated disturbance terms. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, 58 (4) :497-500, 1976.
- RUSSEL, T. Comments on "The relationship between diffusion rates, experience curves, and demand elasticities for consumer durable technological innovations". *Journal of Business*, Chicago, 53 (3) :69-73, 1980.
- STOCK, L. A. *Demanda, experiência e difusão de insumos agrícolas modernos no Brasil*. Tese M. S. Viçosa, UFV, 1983.
- STOCK, L. A., e BRANDT, S. A. Reavaliação da demanda de estoque e de investimento em tratores agrícolas no Brasil. *Revista de Economia Rural*, Brasília, D.F., 21 (1) :61-70, 1983a.
- . Sementes de milho híbrido: uma avaliação econométrica de parâmetros de demanda. *Revista Brasileira de Sementes*, Brasília, D.F., 5 (2) :75-80, 1983b.
- SURRY, Y., e MEILKE, K. D. Incorporating technological change in the demand for formula feed in France. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, 64 (2) :254-9, 1982.
- TAMAKI, T. *Análise do mercado de defensivos agrícolas no Estado de São Paulo*. Tese M. S. Piracicaba, ESALQ/USP, 1976.
- YONATHAN, B. *Nonlinear parameter estimation*. New York, Academic Press, 1974.

(Originais recebidos em fevereiro de 1984. Revistos em julho de 1984.)