

# Estocagem e variação estacional de preços: uma análise da política de crédito de comercialização agrícola (EGF) \*

GERVÁSIO CASTRO DE REZENDE \*\*

*O trabalho inicia-se com a exposição de um modelo de equilíbrio de estocagem e de uma metodologia de análise da variação estacional de preços. Em seguida, com base em um exame das características do programa EGF, formulam-se hipóteses sobre os efeitos da atuação da política. Essas hipóteses são então testadas econometricamente, com resultados consistentes, para o arroz, o algodão, o milho e a soja, que são os produtos de maior relevância dentro do programa. Sobressaem do trabalho duas conclusões principais: em primeiro lugar, tanto na sua filosofia quanto na prática, o EGF é um instrumento de estrito apoio à política de preços mínimos, sem objetivar, realmente, a estabilização dos preços dentro do ano, o que aliás não é perseguido pela política econômica; e, em segundo, ele padece de um problema de eficácia, pois a expansão da estocagem sob EGF associa-se uma redução, mesmo que não equivalente, da estocagem com fundos privados. Na seção final discutem-se os prováveis efeitos da retirada recente do subsídio, concluindo-se que ela pode vir a ser apenas ilusória.*

\* O trabalho empírico contou com a cooperação de Guilaine Matheus Margem, Monica Ronai e José Geraldo Lamas Leite. Em diferentes etapas, beneficiei-me de comentários e sugestões em seminários no INPES, EPGE (FGV), FEA (UFRJ), Universidade Federal de Viçosa e FIPE (USP). Particularmente úteis foram as discussões com Mauro Lopes, Maria de Lourdes Rollemberg Mollo, Amílcar Gramacho e William Jota, da CFP, e Milton da Mata, do INPES. Anna Luíza Ozorio de Almeida e Ajax Reinaldo Bello Moreira, do INPES, e Rodolfo Hoffmann, de Piracicaba, fizeram também comentários úteis numa primeira etapa da pesquisa. As discussões com Brian Wright, da Universidade de Yale, foram especialmente úteis no estágio final de interpretação dos resultados. Finalmente, agradeço também os comentários e sugestões de Michal Gartenkraut, do INPES, e de Guilherme Dias, da FIPE (USP), assim como dos *referees* desta revista.

\*\* Do Instituto de Pesquisas do IPEA e da Universidade Federal Fluminense.

## 1 — Introdução

Existe um razoável consenso na literatura de que uma política de sustentação de preços é preferível à concessão de crédito subsidiado à produção, tanto sob o aspecto de eficácia relativa dos dois instrumentos, quanto do ponto de vista de equidade [Sayad (1977) e Rezende (1982)]. Não obstante haver vários trabalhos de documentação e análise da política de garantia de preços mínimos — no âmbito da Companhia de Financiamento da Produção (CFP) e fora dela —, ainda assim conhece-se pouco acerca de seus resultados efetivos. Este trabalho pretende oferecer uma contribuição nesse sentido, focalizando em especial o EGF (Empréstimo do Governo Federal), que, como se sabe, nada mais é do que uma política de estímulo, via crédito, à estocagem privada de produtos agrícolas.

A Seção 2 a seguir apresenta uma estrutura básica de análise da relação entre estocagem e variação estacional de preços. A Seção 3 procura mostrar de que maneira o programa EGF afeta o custo financeiro e o risco associados à estocagem — interferindo, assim, na variação estacional de preços e no subjacente equilíbrio de estocagem. Na Seção 4 apresentam-se evidências empíricas em apoio à hipótese formulada quanto ao efeito do EGF. Na Seção 5, finalmente, são oferecidas algumas considerações finais.

## 2 — Uma análise teórica da variação estacional de preços agrícolas<sup>1</sup>

### 2.1 — Estocagem e comportamento intertemporal do preço

De maneira simplificada, dividamos o tempo nos dois momentos discretos do “presente”  $t$  e do “futuro”  $t + 1$ ; suponhamos também,

<sup>1</sup> A discussão, especialmente das Subseções 2.1-2.3, baseia-se em Brennan (1958). Ver Lopes (1983, especialmente Apêndice II) para uma exposição excelente, igualmente baseada em Brennan. Ver também Brandt e Resende (1982 e 1983).

inicialmente, mercado livre (ou seja, ausência de intervenção governamental) e concorrência perfeita.

Fazendo abstração das demais variáveis que afetam a demanda (ou seja, considerando-as exógenas), podemos escrever:

$$P_t = f_t(C_t), \quad \frac{\partial f_t}{\partial C_t} < 0 \quad (1)$$

onde  $P_t$  é o preço no período  $t$  e  $C_t$  é o consumo durante  $t$ . Adotando a hipótese usual de determinação do preço do produto agrícola, no curto prazo, apenas pela demanda, vem:

$$P_t = f_t(S_{t-1} + Q_t - S_t) \quad (2)$$

onde  $S_{t-1}$  é o estoque existente no início do período,  $Q_t$  é a produção durante  $t$  e  $S_t$  é estoque no final do período; implicitamente,  $S_{t-1} + Q_t - S_t = C_t$ , ou seja, oferta = demanda.

O diferencial de preço  $P_{t+1} - P_t$  pode portanto ser expresso assim:

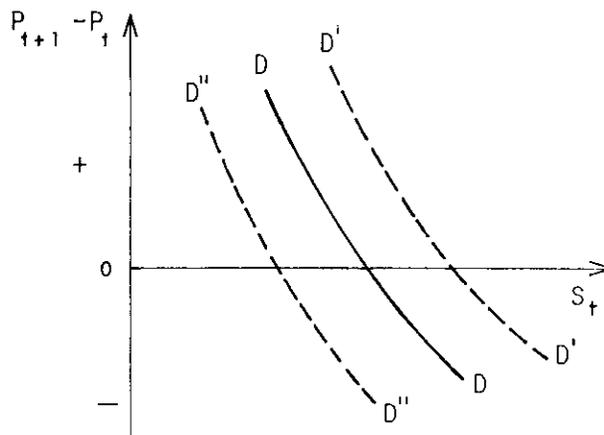
$$\begin{aligned} P_{t+1} - P_t &= f_{t+1}(C_{t+1}) - f_t(C_t) = \\ &= f_{t+1}(S_t + Q_{t+1} - S_{t+1}) - f_t(S_{t-1} + Q_t - S_t) \end{aligned} \quad (3)$$

Conhecendo-se  $S_{t-1}$ , é fácil concluir que  $\frac{\partial}{\partial S_t}(P_{t+1} - P_t) < 0$ : para dados valores de  $Q_t$ ,  $Q_{t+1}$  e  $S_{t+1}$ , um aumento em  $S_t$  reduz a oferta final em  $t$  e aumenta essa oferta em  $t + 1$ , o que, para uma dada curva de demanda, faz com que  $P_t$  aumente e  $P_{t+1}$  diminua. O Gráfico 1 mostra essa relação, ou seja:<sup>2</sup>

$$P_{t+1} - P_t = \psi(S_t) \quad (4)$$

<sup>2</sup> Brennan (1958) chama  $\psi(S_t)$  de "curva de demanda de estocagem", certamente devido à sua inclinação negativa. Acharmos, contudo, que essa terminologia confunde mais do que ajuda.  $\psi(S_t)$  nada mais é do que uma descrição de como varia o diferencial de preço de equilíbrio de mercado —  $(P_{t+1} - P_t)$  — em função de  $S_t$ . Preferimos reservar a expressão "demanda de estocagem" para outro objetivo, como se verá mais adiante.

Gráfico 1



Essa curva desloca-se para cima (para  $D'D'$ , por exemplo) se: a) aumenta  $Q_t$ ; b) cai  $Q_{t+1}$ ; ou c) aumenta  $S_{t+1}$ . Movimentos opostos nessas variáveis causam um deslocamento para a esquerda, como  $D''D''$ .

## 2.2 — Demanda de estocagem

O custo líquido total de estocagem para uma firma é definido como:

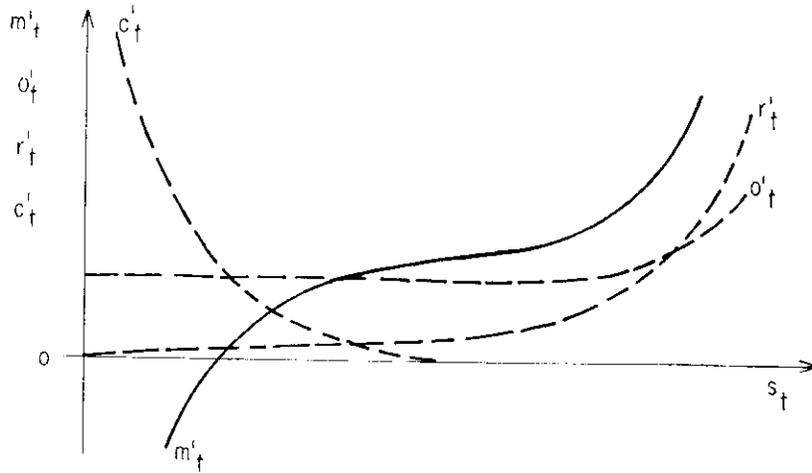
$$m_t(s_t) = o_t(s_t) + r_t(s_t) - c_t(s_t) \quad (5)$$

onde:  $o_t(s_t)$  inclui o aluguel, juro do capital, seguro, despesas de operação, etc.;  $r_t(s_t)$  corresponde a um “prêmio de risco”; e  $c_t(s_t)$  é o “retorno de conveniência”, associado, por exemplo, à necessidade de manter satisfeita a clientela de um atacadista. Admite-se que:  $o'_t > 0$  e  $o''_t \geq 0$ ;  $r'_t > 0$  e  $r''_t \geq 0$ ;  $c'_t > 0$  e  $c''_t \leq 0$  (e ainda  $c'_t = 0$  para um nível elevado de estoque). O custo líquido marginal de estocagem torna-se então:

$$m'_t(s_t) = o'_t(s_t) + r'_t(s_t) - c'_t(s_t) \quad (6)$$

O Gráfico 2 apresenta o custo líquido marginal e seus três componentes.

Gráfico 2



No equilíbrio de maximização de lucro, a firma demandará estoque até o ponto em que o custo líquido marginal de estocagem é igual à receita marginal esperada, dada pela variação esperada no preço entre  $t$  e  $t + 1$ . Chamando de  $EP_{t+1}$  a expectativa do preço em  $t + 1$ , e sendo  $P_t$  conhecido, então vem:

$$m'_t(s_t) = EP_{t+1} - P_t \quad (7)$$

Assim, a curva de demanda de estoque da firma é dada pela curva de custo líquido marginal de estocagem.<sup>3</sup> Na ausência de economias ou deseconomias externas, a curva de demanda agregada de estoque pela indústria ( $S_t = \sum s_t$ ) é a soma horizontal das curvas de demanda das firmas:

$$g_t(S_t) = EP_{t+1} - P_t \quad (8)$$

<sup>3</sup> Para Brennan (1958), contudo, essa é a curva de oferta de estocagem.

### 2.3 — Expectativas racionais e equilíbrio

Temos assim, de um lado, a equação (3), que, baseada na curva de demanda final descrita em (1), mostra como se determina a variação intertemporal de preço  $P_{t+1} - P_t$  como função de  $S_t$ , conforme (4), para  $S_{t-1}$  conhecido e dados valores de  $Q_t$ ,  $Q_{t+1}$  e  $S_{t+1}$ . De outro lado, temos a equação (8), que descreve a quantidade desejada de estoque como função do diferencial *esperado* de preço  $EP_{t+1} - P_t$ .

Resta admitir agora que os demandantes de estoques têm expectativas racionais no sentido de Muth,<sup>4</sup> o que significa, simplesmente, o seguinte: sabendo-se de antemão que o diferencial de preço se forma efetivamente segundo (3), os especuladores (firmas ou indivíduos demandantes de estoques) tratarão de buscar (e usar) toda a informação relevante disponível, tanto no que se refere aos parâmetros da curva de demanda (elasticidades em relação ao preço e à renda, por exemplo), quanto no que tange aos valores das variáveis  $S_{t-1}$ ,  $S_t$ ,  $Q_t$ ,  $Q_{t+1}$  e  $S_{t+1}$ . Supondo que o preço futuro esperado  $EP_{t+1}$  seja o mesmo para todos os especuladores, a hipótese acima significa que:

$$EP_{t+1} - P_t = Ef_{t+1} (S_t + Q_{t+1} - S_{t+1}) - f_t (S_{t-1} + Q_t - S_t) \quad (9)$$

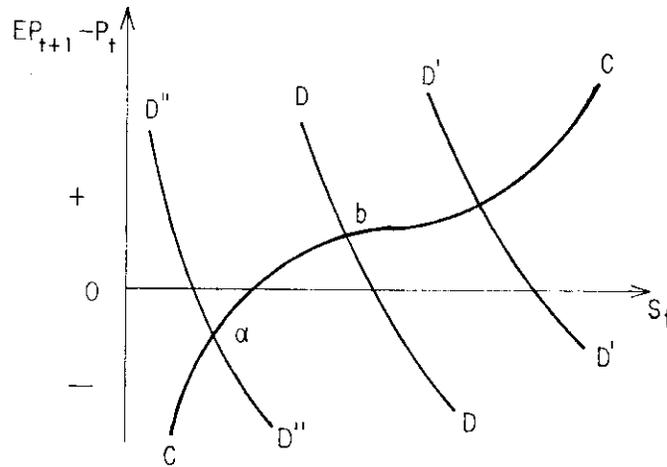
O equilíbrio de estocagem, consistente com a curva de demanda (8) e com as expectativas formadas sobre o formato e a localização da curva  $P_{t+1} - P_t = \psi (S_t)$ , é dado então por:

$$g_t (S_t) = Ef_{t+1} (S_t + Q_{t+1} - S_{t+1}) - f_t (S_{t-1} + Q_t - S_t) \quad (10)$$

<sup>4</sup> Ver Maddock e Carter (1982). Wright e Williams (1982) também analisam estocagem com a hipótese explícita de expectativas racionais. Em sua excelente discussão, Ackley (1983) analisa a estocagem de mercadorias e afirma que, "neste contexto microeconômico particular, certamente não pode haver qualquer objeção válida [à hipótese de] expectativas racionais" (p. 3). Em toda a sua discussão, Lopes (1983) também adota, mesmo sem explicitar, a hipótese de expectativas racionais.

como ilustra o Gráfico 3.<sup>5</sup>

Gráfico 3



#### 2.4 — Estocagem e risco de mercado

Tornando mais concreta a análise, consideremos agora que os períodos de tempo  $t$  e  $t + 1$  refiram-se às estações do ano agrícola, como os períodos da “safra” e da “entressafra”. Assim, por exemplo, estoca-se no período  $t$  da safra tendo em vista a expectativa sobre o preço no período  $t + 1$  da entressafra.

Resulta da discussão precedente que, em equilíbrio, o custo líquido marginal de estocagem entre  $t$  e  $t + 1$  é igual ao diferencial esperado

<sup>5</sup> O leitor interessado poderá contrastar a análise acima com a exposição de Brennan (1958), cuja equação (10), igual à (10) acima, tem implícita a hipótese de expectativas racionais; mas em sua análise empírica ele admite que: “... In the absence of more specific information it seems reasonable to suppose that the sequence of prices expected to prevail depends in some way on past prices.” Ver Brennan (1958, p. 58).

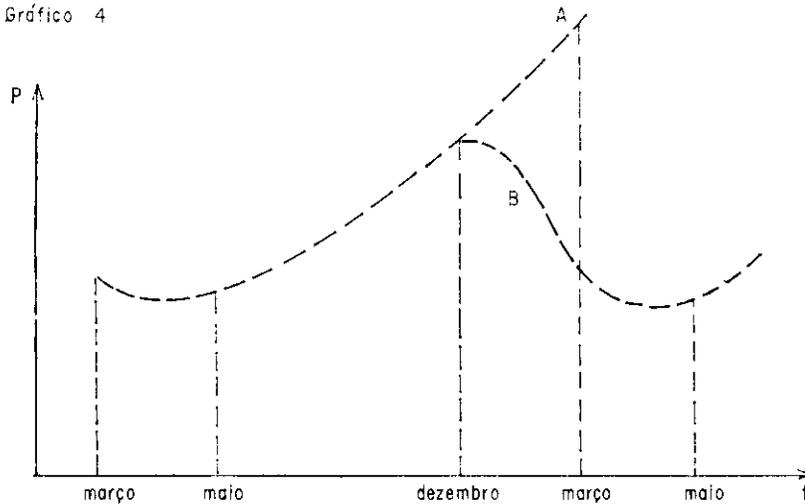
de preço. Por outro lado, a variação (“estacional”) de preço *ex-post* (ou seja, efetivamente verificada) diferirá em maior ou menor grau do *spread* esperado de preço — e, conseqüentemente, também do custo líquido marginal de estocagem —, dependendo, basicamente, da capacidade que tem o mercado de conhecer a estrutura da economia — equação (1) — e/ou de prever corretamente as informações sobre as variáveis contidas em (3). Quanto maior o desconhecimento da estrutura (1) e/ou maior a margem de erro de previsão dos valores das variáveis relevantes, maior o *risco de mercado*, ou seja, maior o risco de que a variação de preço *ex-post* frustre as expectativas do mercado.

## 2.5 — Variação estacional de preço e flutuações na oferta agrícola

Como reflexo dos processos de equilíbrio discutidos antes, o movimento do preço dentro do ano — para um produto agrícola estocável, ou seja, uma *commodity* — tipicamente toma a forma mostrada no Gráfico 4.<sup>6</sup> Ao contrário do que se poderia pensar, a curva de preço não é, em geral, monotonicamente crescente até a entrada da nova safra (como a curva *A*), devido ao efeito da safra futura sobre o preço corrente. Este, a partir do “pico da entressafra” (dezembro, no Gráfico 4), deixa de ser dado pelo custo de estocagem *desde* a safra anterior, passando a determinar-se pelo custo de estocagem *até* a entrada da nova safra. Além disso, note-se que no período posterior ao pico de entressafra (ramo *B* da curva) o *spread* de preço é negativo, sugerindo que o equilíbrio se dá como no ponto *a* do Gráfico 3, em que os estoques são baixos, o “retorno marginal de conveniência” discutido em Brennan (1958) é positivo e o custo líquido marginal de estocagem é negativo.

<sup>6</sup> Ver, por exemplo, Centro de Estudos Agrícolas/FGV (1977), Hoffmann (1969 e 1970) e Lopes (1983).

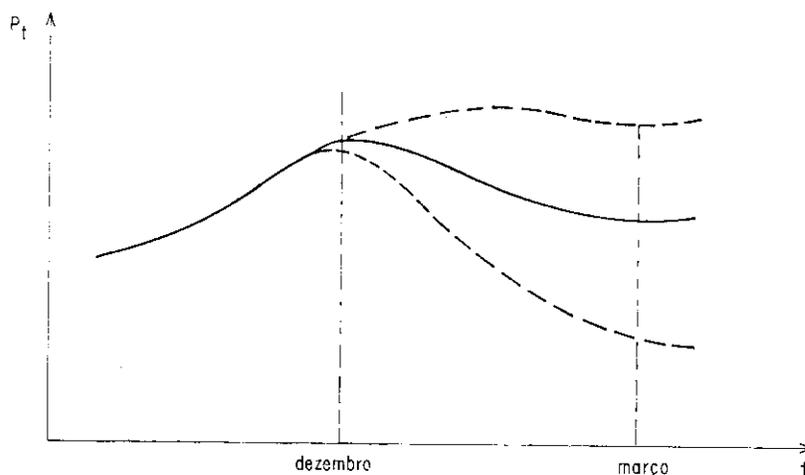
Gráfico 4



O Gráfico 5, por outro lado, mostra formatos possíveis da variação de preço a partir do pico da entressafra segundo as expectativas formadas sobre a safra futura. Seja o caso de uma expectativa, formada em dezembro, de uma safra muito boa em março. A expectativa resultante, de queda do preço futuro  $P_{t+1}$  (em março), induz a uma redução dos estoques a serem formados em  $t$  (dezembro) para serem transportados até março; com isso aumenta-se a oferta final, com queda no preço, em  $t$  e diminui-se o estoque inicial e a oferta, com aumento do preço, em março. Por esse complexo mecanismo, restabelece-se a igualação do *spread* esperado de preço, entre dezembro e março, ao custo líquido marginal de estocagem (que nesse período, como sugerido antes, deve ser negativo, devido à atuação do “retorno marginal de conveniência”).

É fácil agora perceber que, quanto maior for a variância de preços nas épocas de safra — e, portanto, mais imprevisível for, estando num período de safra, o preço a vigorar no “pico da entressafra” que se segue —, maior é o risco de mercado conceituado antes, ou seja: maior é a probabilidade de que a variação estacional de preço *ex-post*, cobrindo todo o período de entressafra, difira da variação projetada na época de estocagem, na safra anterior (e, portanto,

Gráfico 5



também do custo líquido marginal de estocagem durante a entressafra).

Duas conclusões interessantes resultam desta discussão. Em primeiro lugar, instabilidade de oferta, *per se*, implica um prêmio de risco, embutido no custo líquido marginal e portanto no *spread* médio de preço, na estocagem da safra. Esse efeito da instabilidade da oferta será maior quanto mais livre for o mercado, menor for a elasticidade-preço da demanda e menor também a presença de estoques reguladores. Em segundo lugar, torna-se possível esperar que a variação estacional de preço *ex-post*, definida como antes, possa ser dividida em duas componentes: a primeira reflete o custo de estocagem (incluindo o prêmio de risco) desde a safra correspondente; e a segunda reflete a influência da safra seguinte. Esta hipótese de decomposição será formalizada, para fins de análise econométrica, mais adiante – ver equação (11) – e será objeto de teste empírico neste trabalho. Implica ela, em particular, a hipótese de uma relação sistemática, de sinal negativo, entre a variação estacional de preço num período e o tamanho da safra seguinte.

Seria possível prever algum efeito sistemático da safra *do ano* sobre a variação estacional de preços no mesmo ano? Hoffmann (1969 e 1970) sugere a possibilidade de que a variação estacional do preço possa apresentar uma relação inversa com o tamanho da safra do mesmo ano. Em correspondência pessoal, Hoffmann esclarece que isto poderia ocorrer devido a insuficiência de informações sobre a produção (dispersa) e sobre a quantidade armazenada pelos próprios produtores, “de maneira que a insuficiência de uma safra reduzida só se tornaria evidente à medida que os estoques fossem se esgotando. Assim, na safra teríamos um preço ‘normal’ e o preço subiria mais após uma safra pequena, à medida que a insuficiência da produção se manifestasse através do esgotamento dos estoques de grande parte dos produtores”.

Hoffmann admite ainda, contudo, que essa relação possa ser “menos sistemática”, o que nos parece fora de dúvida. Com efeito, não há razão para acreditar que a opacidade da informação sobre a safra leve a *superestimativas* apenas (pode igualmente ocorrer subestimativas), quando a safra for curta, nem tampouco a *subestimativas* apenas (pode igualmente ocorrer superestimativas), quando a safra for grande. Como conseqüência, as flutuações na variação estacional de preço (*ex-post*) de um produto de mercado pouco transparente — devido a deficiências de informação tanto sobre a oferta quanto sobre a demanda — deverão ter uma componente aleatória muito grande.<sup>7</sup> Isso significa maior grau de risco de retorno à estocagem, ou seja, maior variabilidade do *spread* de preço *ex-post* *vis-à-vis* o custo de estocagem. Significa também, *en passant*, maior taxa de retorno esperado.<sup>8</sup>

<sup>7</sup> Note-se, ainda, a possibilidade de processos especulativos auto-alimentadores, ou seja, devido à dificuldade de prever corretamente a real situação do mercado, a especulação passa a basear-se no comportamento do preço corrente e/ou do passado imediato.

<sup>8</sup> Note-se que o efeito apontado antes de maior risco de mercado devido à instabilidade de oferta é distinto do acima. Aquele deve-se a uma mera *defasagem* de tempo, e subsiste mesmo com perfeita informação de mercado, com a proximidade da safra.

## 2.6 — Implicações básicas para uma análise econométrica

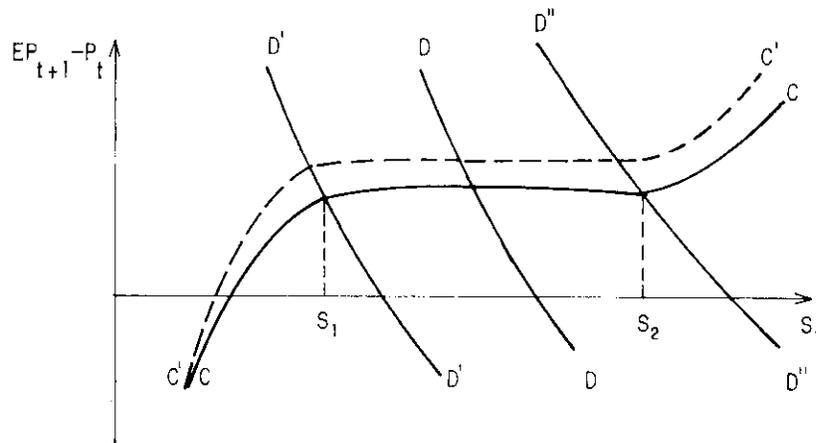
Seja agora o seguinte modelo de regressão:

$$\dot{p} = \alpha + \beta_1 r + \beta_2 \left( \frac{Q}{D} \right) + \beta_3 \left( \frac{Q}{D} \right)_{+1} + \dots + u \quad (11)$$

onde  $\dot{p}$  é uma medida da variação estacional de preço (definida para o período entre duas safras consecutivas),  $r$  indica o custo financeiro, prêmio de risco, etc., e  $Q/D$  e  $(Q/D)_{+1}$  representam, respectivamente, a safra anterior e a safra posterior, ambas medidas em relação à demanda  $D$ .

O modelo (11) deve ser interpretado como uma *forma reduzida* do sistema (10), representado no Gráfico 3 (reproduzido a seguir). Em outras palavras, pretende-se que as variáveis independentes de (11) sejam os *deslocadores* mais relevantes do equilíbrio da equação (10) e do Gráfico 3.

Em geral, mudanças no equilíbrio resultam de deslocamentos em ambas as curvas, fazendo com que  $EP_{t+1} - P_t$  e  $S_t$  sejam simultaneamente determinados. No intervalo  $S_1 < S_t < S_2$  (ver gráfico), contudo, o *spread* de preço de equilíbrio independe da curva  $DD$ , que então se torna relevante apenas para determinar  $S_t$ . Assim, quanto mais "achatada" for  $CC$  — ou quanto menos relevantes, do ponto



de vista prático, forem as zonas  $S_t > S_2$  e  $S_t < S_1$ , mais se poderá dizer que as variações em  $EP_{t+1} - P_t$  se devem apenas a deslocamentos de  $CC$ , devido por exemplo a mudanças na taxa de juro e/ou no risco de estocagem; esses deslocamentos são captados pela variável  $r$ , e devemos esperar:  $\beta_1 > 0$ .

Por outro lado, é intuitivo que o nível de equilíbrio de  $S_t$  deva guardar uma relação muito estreita com o tamanho da safra  $Q_t$ , especialmente sob condições de uma curva  $CC$  estável e no intervalo  $S_1 < S_t < S_2$ , quando o custo líquido marginal de estocagem é constante. É razoável admitir, ainda, que variações no tamanho da safra  $Q_t$ , de carácter obviamente exógeno, sejam os principais deslocadores de  $DD$ , e que, para uma dada curva  $CC$ ,  $S_t$  de equilíbrio aumente com  $Q_t$ . Uma vez que, em geral,  $S_t$  e  $EP_{t+1} - P_t$  de equilíbrio relacionam-se positivamente, sobre uma dada curva  $CC$ , pode-se concluir que variações na safra, captadas por  $Q/D$ , estejam positivamente correlacionadas com  $EP_{t+1} - P_t$ . Assim, devemos ter:  $\beta_2 \geq 0$ .

O leitor poderia ver aqui uma contradição com uma conclusão da subsecção anterior (ver p. 105), qual seja, a de que não deveria haver qualquer relação sistemática entre a variação estacional do preço e o tamanho da safra do ano. Pretendeu-se ali, contudo, tão-somente questionar a possibilidade de um viés sistemático na informação sobre a safra (com o mercado sempre subestimando uma safra grande e sempre superestimando uma safra pequena). A hipótese  $\beta_2 > 0$  não contradiz nossa análise anterior, porquanto tem que ver com o efeito de  $Q_t$  sobre o custo marginal de estocagem.

Finalmente, resta esclarecer que a variável  $(Q/D)_{+1}$  em (11) procura, ao contrário das demais, captar *desvios sistemáticos* de  $\hat{p}$  (uma variação de preço *ex-post*) em relação ao valor de equilíbrio (*ex-ante*) de  $EP_{t+1} - P_t$ . A hipótese básica subjacente já foi proposta antes (ver p. 104); trata-se, em suma, de admitir que a variação *ex-post* possa ser decomposta em duas componentes, uma — captada pelas variáveis  $r$  e  $Q/D$  em (11) — sendo explicada pelas variações no valor de equilíbrio *ex-ante* (isto é, na época da safra) de  $EP_{t+1} - P_t$ , e outra — captada por  $(Q/D)_{+1}$  — que é devida à influência da safra futura e não é *antecipável* no momento (da safra anterior) em que as decisões de estocagem são tomadas. Naturalmente, devemos esperar:  $\beta_3 < 0$ . É fácil perceber que, quanto maior

for a percentagem da variância de  $\hat{p}$  que puder ser atribuída à variação de  $(Q/D)_{+1}$ , mais arriscada é a estocagem da mercadoria.

### 3 — Estocagem e intervenção do Governo

O Governo intervém no mercado tendo em vista o duplo objetivo de garantir um certo nível de preço ao produtor e de controlar a alta do preço final de consumo. A política de garantia de preços mínimos (PGPM) pretende atingir esse duplo objetivo através dos instrumentos de aquisição do produto pelo preço mínimo (AGF — Aquisição do Governo Federal) e de empréstimos a juro favorecido para estocagem (EGF — Empréstimo do Governo Federal) com ou sem opção de venda ao Governo, pelo preço mínimo (COV ou SOV). Na alternativa COV, usada no vencimento do empréstimo, o Governo arca com as despesas financeiras e de armazenagem.<sup>9</sup>

#### 3.1 — EGF e variação estacional de preço

Tanto pelo fato do subsídio implícito à taxa de juro, quanto pela componente de seguro de preço (*hedging*) implicada na alternativa COV,<sup>10</sup> o EGF pretende estimular a atividade de estocagem, redu-

<sup>9</sup> Atribui-se também ao EGF o objetivo de melhorar a posição de barganha do produtor, um aspecto que não será discutido neste trabalho. Ver Coelho e Timm (1983), para uma boa discussão sobre este ponto, além de uma exposição muito útil sobre o EGF. Ver também Lopes (1983, especialmente Apêndices I e IV), para uma excelente análise do EGF.

<sup>10</sup> Segundo Lopes (1983, Apêndice IV, p. 4): “O traço marcante do EGF reside na opção de venda ao governo pelo valor do preço mínimo acrescido aos custos de armazenamento, juros e despesas acessórias. Com a faculdade de entrega do produto ao governo o EGF deixa de ser apenas uma linha de financiamento, com prazos e custos determinados, para configurar uma operação algo similar a um ‘hedging’ de preço. O agente de mercado, em qualquer época na vigência do contrato, permanece com a opção de venda do produto ao governo, sendo este valor de venda igual ao Preço Mínimo acrescido das despesas financeiras e custos de armazenagem.”

zindo a estacionalidade de preços e assim elevando o preço do produto agrícola na época da safra e reduzindo-o na entressafra.

Não há dúvida de que se deve esperar uma relação direta entre o montante de crédito efetivamente utilizado no programa EGF e o volume de estocagem dentro do ano. Essa expectativa deve ser tão mais forte quanto maior o risco do preço futuro da *commodity*, quando então a tomada do EGF mais se aproxima à prática de um *hedging* (e menos à mera apropriação do subsídio implícito na taxa de juro).

Sendo assim, seria natural esperar que tenha havido uma redução na variação estacional de preços, ao longo do tempo, com a expansão do programa verificada nos últimos 15 anos. Conforme argumentaremos em seguida, contudo, essa expectativa não é correta.

Com efeito, o valor pelo qual a mercadoria tem sua armazenagem financiada sob EGF é dado pelo preço mínimo e não pelo seu valor de mercado.<sup>11</sup> Em anos de safra abundante, quando o preço de mercado na época da safra fica mais próximo do preço mínimo, a venda imediata do produto ou sua armazenagem sob EGF passam a ser percebidas pelo produtor como equivalentes em termos de liquidez. Contudo, a segunda alternativa (armazenagem) é obviamente preferida, graças à componente COV do EGF e quanto maior for a taxa de subsídio implícito.

Em anos de safra curta, por outro lado, quanto mais o valor de mercado superar o preço mínimo, mais a tomada do EGF implica um custo de oportunidade dado pelo juro obtenível no mercado financeiro sobre a parcela do valor da mercadoria não coberta pelo

<sup>11</sup> *En passant*, cabe notar que essa determinação — sob certas condições, como se verá depois — do montante do financiamento pelo preço mínimo dá a este um papel importante, via maior ou menor estocagem, na formação do preço de mercado. Entretanto, isso costuma ser ignorado, como ilustra a seguinte citação: “A manutenção da liberdade de preços agrícolas está ... no topo das prioridades de uma política económica sensata, valendo muito mais como estímulo à produção rural do que todas as promessas coadjuvantes de preços mínimos compensadores. De resto, ninguém planta na expectativa de receber apenas o preço mínimo.” Ver Instituto Brasileiro de Economia/FGV (1983, p. 10).

EGF. Menor também é a vantagem de *hedging* do EGF, pela própria distância entre o preço de mercado e o preço mínimo.

Em essência, isso significa que, quanto maior a taxa de subsídio implícita no EGF, mais o *custo financeiro efetivo* da estocagem da mercadoria via EGF dependerá (positivamente) da relação preço de mercado/preço mínimo vigente na época da safra. Chamando de  $c_i$  esse custo efetivo, de  $i_s$  a taxa de juro do EGF, de  $i_l$  a taxa de juro livre e de  $\alpha$  a proporção do valor de mercado do produto financiável no programa EGF, temos que:

$$c_i = \alpha \cdot i_s + (1 - \alpha) i_l = i_l - \alpha (i_l - i_s) \quad (12)$$

Desta forma, o incentivo à estocagem proporcionado pelo EGF é maior nos anos de safra abundante (quando, além do mais, a componente de *hedging* torna-se mais relevante) do que em anos de safra curta. Deve-se portanto esperar, especialmente para os produtos e no período em que o programa EGF mais se expandiu, que a variação estacional de preços apresente um padrão sistemático segundo o tamanho da safra: essa variação —  $\dot{p}$  da equação (11) — deve ser maior em anos de safra curta e menor em anos de safra abundante.

Esse padrão sistemático é ainda reforçado pela maneira como a política é operacionalizada. O financiamento é concedido com base no “valor do adiantamento” ou “preço de empréstimo para comercialização” (PEP), que tem como limite superior o preço mínimo. Segundo Lopes (1983, Apêndice I), a norma tem sido fixar o PEP como percentual do preço mínimo tão maior quanto maior for o volume da safra esperada. Além disso, ainda de acordo com Lopes (1983), em safras escassas “as Autoridades Monetárias promovem cortes nas linhas de crédito ao setor rural, com o objetivo de se evitar retenção especulativa da produção”.

Essa operacionalização é coerente com uma filosofia da política, segundo Lopes (1983, Apêndice I, p. 2), de “... dar proteção ao setor [somente] no momento certo e limitar especulações desnecessárias que um volume de crédito em excesso pudesse alimentar em épocas inoportunas... Em épocas de escassez, o valor do financiamento seria diminuído, com o objetivo primordial de evitar a criação de excesso de liquidez...”

Na medida em que o EGF implica assim uma variabilidade nos incentivos à estocagem — captados por  $r$  na equação (11) —, segundo o tamanho da safra, deve-se esperar, como efeito do programa, que tenha havido um aumento na variância de  $\dot{p}$  (ainda que, ao mesmo tempo, possa ser atribuído ao EGF uma queda nos *spreads* de preço  $\dot{p}$ ). Ressalte-se, contudo, que essa maior variabilidade de  $\dot{p}$  não significa aumento no risco de estocagem, uma vez que ela resulta de uma variabilidade *ex-ante* do custo de estocagem.

Pode-se inferir dessas restrições ao uso do EGF que o aplainamento da variação estacional de preços em anos de escassez não é um objetivo da política econômica. Um resultado necessário dessa opção de política econômica é que os preços agrícolas, nesses anos de safra curta, apresentam uma forte estacionalidade, ou seja, elevam-se muito rapidamente nos meses de entressafra, contribuindo para elevar a taxa de inflação, conforme os modelos estruturalistas de inflação [Sayad (1981)]. Assim, é possível que a própria política econômica esteja contribuindo para aumentar as tensões inflacionárias advindas de quebras de safra.

Por outro lado, essa atuação diferenciada do EGF segundo o tamanho da safra tem também uma outra implicação importante. Ao incentivar em grau maior a estocagem nos anos de safra longa do que nos de safra curta, o EGF contribui para amortecer tanto as quedas (e nisso ele é um coadjuvante do AGF) quanto as altas de preços nos períodos de safra, ou seja, atua no sentido de estabilizar os preços (na época da safra) entre anos. Isto significa, de um lado, estabilização também de *renda* para produtos (como o arroz) de baixa elasticidade-preço da demanda e, de outro, aumento na instabilidade de renda no caso de produtos (como o algodão) de alta elasticidade-preço da demanda.<sup>12</sup>

<sup>12</sup> Sobre a relação entre estabilização de preço e estabilização de renda, ver Sarmiento e Campello (1982) e Homem de Melo (1982 e 1983). Homem de Melo encontrou que o arroz, não obstante caracterizar-se por uma elevada instabilidade de oferta e possuir elasticidade-preço da demanda próxima de  $-0,5$ , não apresenta uma grande instabilidade de receita (renda), como seria de se esperar. Note-se, contudo, que ele trabalhou com preços médios anuais, enquanto nossa conclusão acima limita-se a preços na época da safra.

Na medida em que o EGF contribua para uma redução das flutuações de preço na época da safra, ele age no sentido de reduzir o valor absoluto do coeficiente da safra futura  $(Q/D)_{+1}$  na equação (11), com uma conseqüente redução do risco de estocagem. Em outras palavras, a variabilidade no tamanho da safra esperada passa a associar-se a uma menor variabilidade de preço a partir dos picos de entressafra.

Ainda no que se refere à equação (11), segue-se uma outra observação importante. Formulou-se anteriormente a hipótese de que a existência do EGF deve implicar uma relação inversa entre  $\dot{p}$  e o tamanho da safra  $(Q/D)$ . Como o tamanho da safra tende a correlacionar-se negativamente com o nível do preço  $p$ , isso significa que maiores (menores)  $\dot{p}$  observados devem apresentar-se associados a maiores (menores)  $p$ . Uma vez que o nível do preço de um ano deve influenciar positivamente o tamanho da safra seguinte, então devemos esperar um problema de equação simultânea na estimação de (11):  $\dot{p}$  (captando o efeito de  $p$ ) passa a correlacionar-se positivamente com  $(Q/D)_{+1}$ , com o que o valor absoluto do coeficiente de  $(Q/D)_{+1}$  em (11) sofre um viés para baixo. Deixa de ser possível, em outras palavras, somente através de (11), medir o impacto de  $(Q/D)_{+1}$  sobre  $\dot{p}$ , e portanto estimar a contribuição da instabilidade de oferta para o risco de transportar estoques a partir das safras.

### 3.2 — Interferência do Governo na comercialização, risco de estocagem e eficácia do EGF

Além de atuar como comprador do produto e financiador de sua estocagem, o Governo intervém no mercado visando controlar preços através de venda de seus estoques, tabelamentos, etc. Segundo Lopes (1983, pp. 9-10):

... através destas políticas de controle de preços acabou-se por reduzir os níveis de preços de mercado em relação aos preços esperados nos períodos subseqüentes aos períodos de safra. Através de políticas de comercialização, de tabelamentos e importações de produtos agrícolas predominantemente na entressafra, de

liberações de estoques do governo de forma intempestiva, e de políticas comerciais de quotas, embargos e contingenciamento das exportações, logrou-se reduzir os preços na entressafra, reduzindo conseqüentemente os níveis de remuneração do risco *a posteriori* em relação aos níveis esperados *a priori*. Com isso foi-se reduzindo gradualmente o nível da atividade especulativa no mercado ... Uma decorrência natural deste processo parece ter sido um maior grau relativo de instabilidade de preço no período safra/entressafra.

A presença desse “risco institucional” [Lopes (1980)] interage com o programa EGF para a criação dos diferentes padrões estacionais de preços, discutidos até aqui. Ao se tornar mais atraente (o que depende, entre outras coisas, do coeficiente preço de mercado/preço mínimo) e assim estimular a estocagem no período da safra — e conseqüentemente aumentar a oferta na entressafra —, o EGF não pode senão deprimir as expectativas de *spread* de preço: na margem, o *spread* esperado deve refletir o menor custo marginal de estocagem devido à taxa de subsídio implícito e o menor risco também proporcionado pelo EGF. A estocagem torna-se então inviável (o prejuízo é praticamente certo) se financiada por recursos próprios ou do mercado financeiro livre. A possibilidade da presença do Governo como vendedor na entressafra — valendo-se de estoques formados via AGF “direto” ou “indireto” (liquidação do EGF contra entrega da mercadoria) — reforça, ainda mais, essa tendência. Produz-se então um verdadeiro círculo vicioso de: safra grande, preço de mercado próximo ao mínimo, crescimento no uso de EGF (ou AGF), redução da estocagem financiada fora do sistema oficial, “colagem” do preço de mercado ao mínimo, crescimento ulterior do EGF (ou AGF), e assim sucessivamente. A conseqüência deste processo é um crescimento no volume de financiamentos e/ou aquisições desproporcional ao acréscimo da colheita. Em outras palavras, reduz-se a *eficácia* desses gastos: torna-se muito grande o volume de recursos necessários à obtenção de uma unidade adicional de renda agrícola, já que o aumento de estocagem via EGF é em parte compensado pela redução da estocagem financiada privadamente (ou seja, dá-se um *crowding-out*).

Em sua análise clássica, Sayad (1977) propõe um problema de eficácia da política de crédito rural subsidiado (à produção),

devido a uma transferência (“desvio”) de parte do valor dos empréstimos para fora da agricultura. Isso se dá porque o capital financeiro — seja de que fonte for — é aplicado segundo as taxas de retorno marginal na agricultura e fora dela; e a taxa de retorno na agricultura, sendo função apenas de preços dos produtos e dos fatores, não é afetada pela concessão do subsídio. No caso do EGF, contudo, o *hedging* oferecido implica um rebaixamento do *spread* de preço necessário para a estocagem ser rentável, “empurrando para fora” do mercado (*crowding-out*) outras fontes financeiras de estocagem.

Por outro lado, em anos de safra curta, quando, como vimos, a estocagem não é incentivada igualmente, o risco da interferência “inesperada” do Governo na comercialização — que se torna praticamente certa, pela falta de estoques —, atuando em conjunto com um custo financeiro e um risco de estocagem no programa EGF acrescidos, implica uma redução ainda maior na estocagem privada.

## 4 — Algumas evidências empíricas

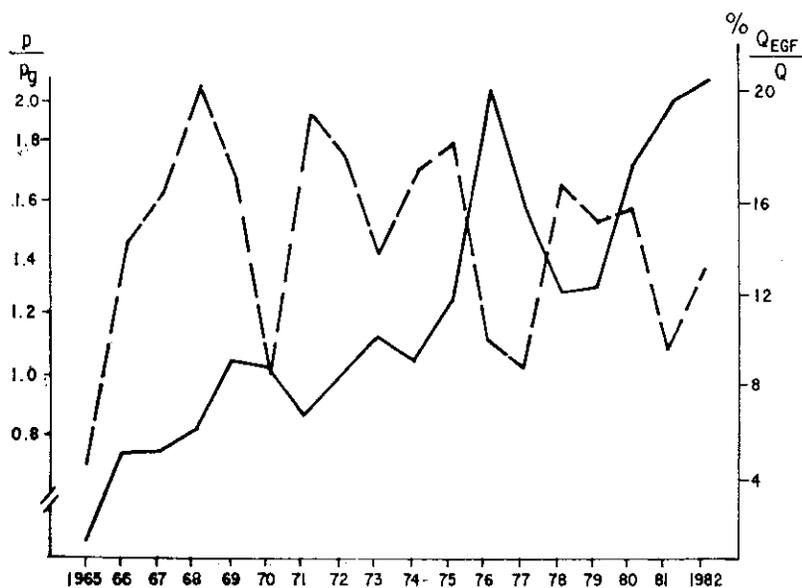
### 4.1 — O comportamento da demanda no programa EGF

Segundo a análise anterior, o custo financeiro efetivo de estocagem sob EGF e a relevância do *hedging* oferecido dependem estreitamente do quociente preço de mercado/preço mínimo. Torna-se interessante, assim, analisar o comportamento da tomada de EGF em função desse quociente. Nos Gráficos 6 a 9 as linhas quebradas representam esse quociente, enquanto as linhas cheias representam a relação percentual entre o volume físico contratado sob EGF e o total da colheita.

Parece bem claro que, como esperado, a percentagem da safra armazenada sob EGF varia inversamente com o coeficiente preço de mercado/preço mínimo, ainda que haja uma gradação entre os produtos, com algodão e soja, nesta ordem, mostrando menos

Gráfico 6

## ARROZ: PERCENTAGEM DA SAFRA SOB EGF



sensibilidade.<sup>13</sup> Mesmo incorrendo em dupla contagem pela parcela do EGF transformada em AGF (“indireto”), quando se adiciona o AGF ao EGF — o que não é apresentado aqui, por motivos de espaço — sobressai o caráter espasmódico da intervenção do Governo na comercialização.

Alguns comentários adicionais aos gráficos seriam: *a)* é variável a importância do EGF, produto a produto; no caso do milho, apenas em 1981 e 1982 a percentagem superou os 8% (discutiremos depois as possíveis razões para isso); *b)* a variabilidade do quociente de preços é maior nos casos do arroz e da soja, compara-

<sup>13</sup> No caso da soja, em 1973, quando o preço de mercado era o dobro do preço mínimo, o EGF foi praticamente zero, mas abriu-se uma linha de crédito na CACEX (conforme William Jota, da CFP) naturalmente mais atraente do que o EGF (por isso a linha cheia para a soja é descontínua entre 1972 e 1974).

dos ao milho e ao algodão (notar ainda que as escalas são diferentes), mas no caso da soja esse quociente só atinge o valor de 1 em um ano (1976); e c) com o aumento do subsídio a partir de 1973/74, houve um deslocamento de patamar das curvas de EGF, o que é muito claro no caso do algodão.

Quando as percentagens da safra sob EGF são apresentadas por beneficiários da política — o que pode ser visto em Rezende (1983) —, torna-se nítido que o comportamento acima, nos casos do arroz, do milho e, também, da soja, restringe-se aos produtores e suas cooperativas. Inexiste pressão análoga de demanda sobre o EGF por parte dos demais beneficiários em anos de safra abundante, por motivos óbvios. Em anos de safra curta, quando a concorrência pelo produto se acirra (dada a escassez), o EGF, mesmo mais caro, ainda

Gráfico 7

### MILHO: PERCENTAGEM DA SAFRA SOB EGF

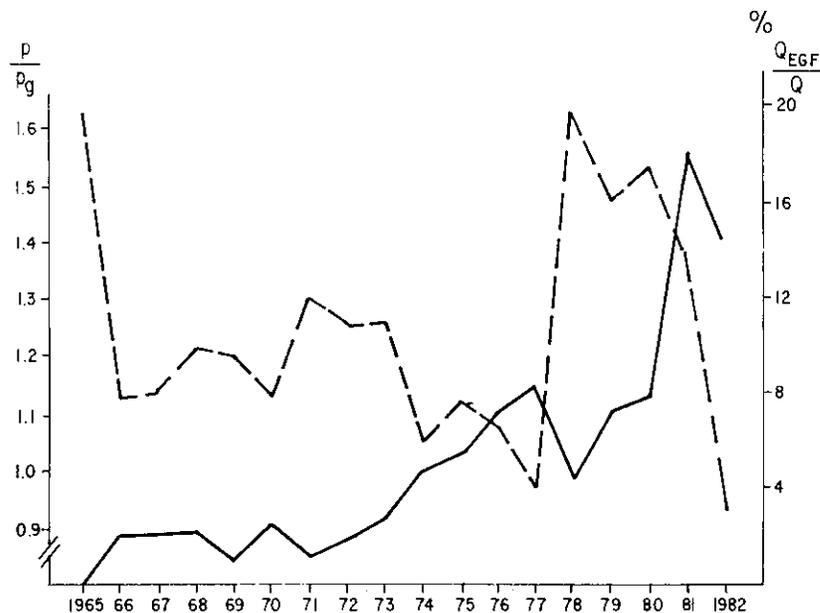
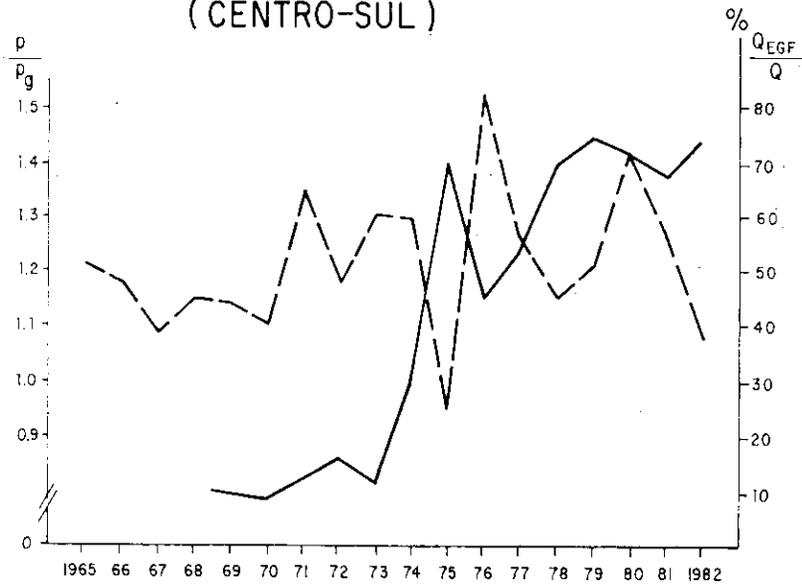


Gráfico 8

ALGODÃO: PERCENTAGEM DA SAFRA SOB EGF  
(CENTRO-SUL)



é uma fonte financeira mais barata, devido principalmente ao subsídio.<sup>14</sup>

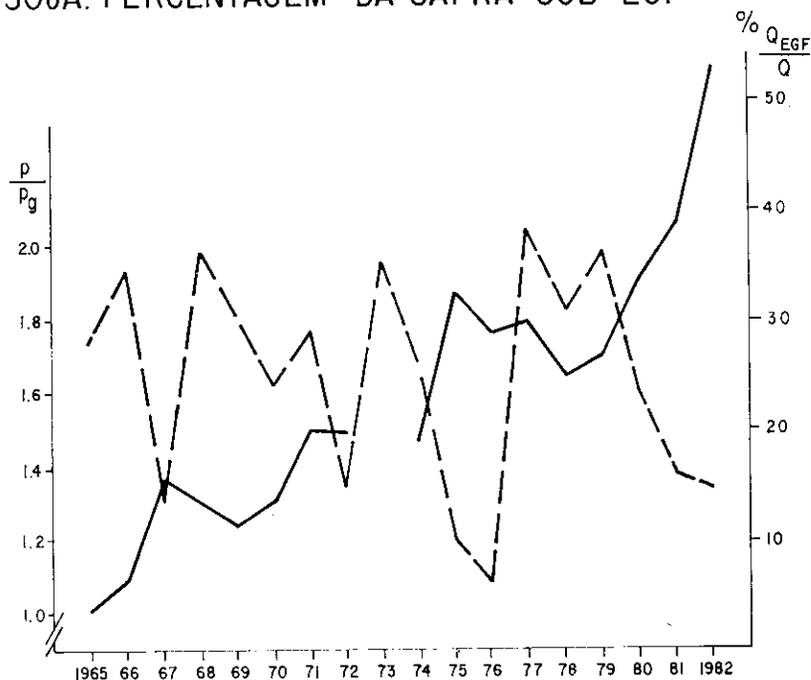
#### 4.2 — Quociente preço de mercado/preço mínimo e flutuações na oferta agrícola

Deve-se esperar, no caso de produtos domésticos (*non-traded*), que as flutuações no preço de mercado no período da safra acompanhem estreitamente as flutuações na oferta  $Q$  (dada pela produção domé-

<sup>14</sup> A diferença de comportamento entre produtores e suas cooperativas, de um lado, e os demais beneficiários da política, de outro, com respeito à tomada de EGF em anos de safra curta e longa é discutida mais profundamente em Mollo (1983). Ver também Coelho e Timm (1983).

Gráfico 9

## SOJA: PERCENTAGEM DA SAFRA SOB EGF



tica), comparada com a demanda  $D$ , ou seja, em  $Q/D$ . Uma vez que o preço mínimo flutua muito menos, o resultado é que o quociente preço de mercado/preço mínimo ( $p/p_g$ ) deve comportar-se em relação inversa a  $Q/D$ .

Nos Gráficos 10 a 13 as linhas quebradas são, como antes,  $p/p_g$ , enquanto as linhas cheias ( $Q_g$ ) foram obtidas pela divisão de  $Q_t$ , a quantidade produzida internamente, pela média móvel geométrica quinquenal centralizada ( $\bar{Q}_{g_t}$ ) no ano  $t$ . Quanto mais a tendência de  $\bar{Q}_{g_t}$  puder ser igualada à tendência da demanda, mais  $Q_g$  aproximará o comportamento de  $Q/D$ . Deve-se esperar que essa aproximação seja melhor no caso do arroz, seguindo-se o milho. No caso de um produto exportável como a soja, por outro lado, o quo-

ciente  $p/p_g$ , sendo mais influenciado por variáveis externas (preço internacional e taxa de câmbio), deve mostrar-se menos associado a  $Q/D$  (e a produção doméstica deixa de se igualar à disponibilidade interna). O algodão, finalmente, deve situar-se numa faixa intermediária.

Podem-se observar nitidamente, nos casos do arroz e do milho, que  $p/p_g$  e  $Q_g$  relacionam-se como esperado. A grande instabilidade na oferta do arroz, conjugada com uma baixa elasticidade-preço da demanda, implica uma oscilação de amplitude muito grande em  $p/p_g$ . Essa oscilação é menor no caso do milho, mesmo na década de 70, quando a oferta tornou-se mais instável.

A luz de resultados que serão discutidos posteriormente, dever-se-ia esperar que, no caso do algodão,  $p/p_g$  apresentasse um grau maior de associação com  $Q_g$ . No caso da soja, contudo, o Gráfico 12 é consistente com esses resultados futuros.

Gráfico 10  
ARROZ: FLUTUAÇÕES DE SAFRA E QUOCIENTE  
PREÇO DE MERCADO/PREÇO MÍNIMO

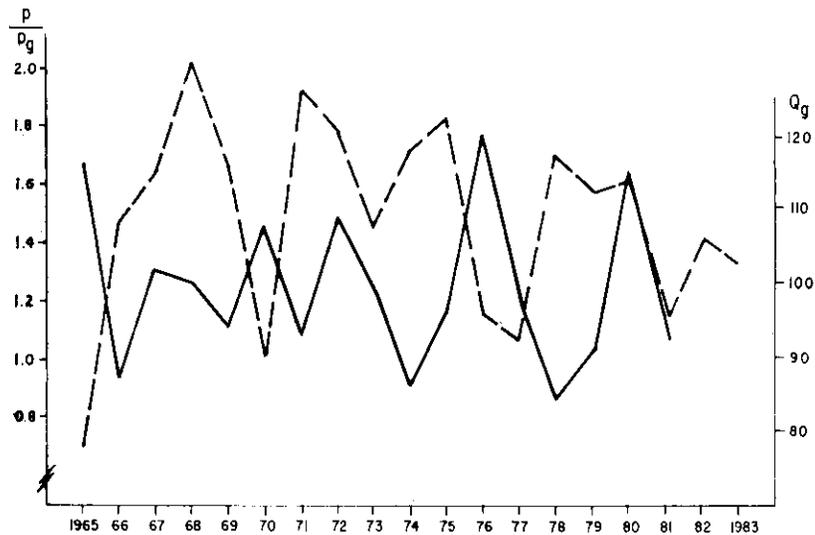


Gráfico 11

MILHO: FLUTUAÇÕES DE SAFRA E QUOCIENTE  
PREÇO DE MERCADO/ PREÇO MÍNIMO

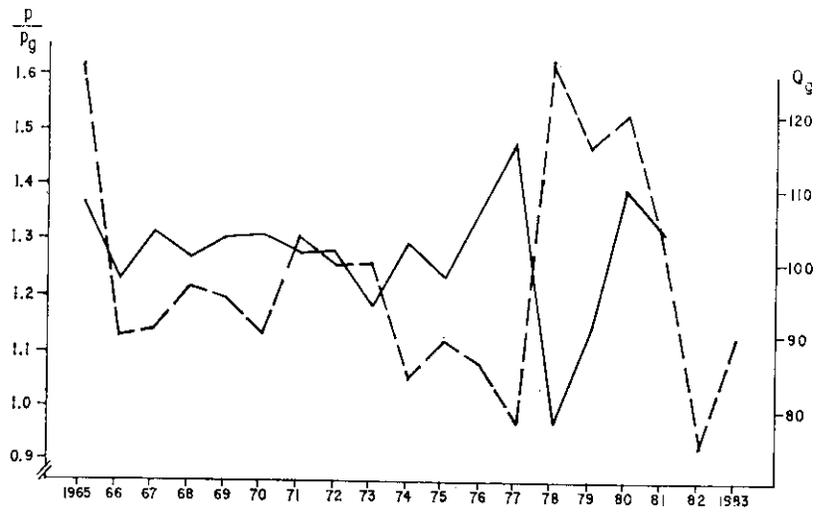


Gráfico 12

ALGODÃO: FLUTUAÇÕES DE SAFRA E QUOCIENTE  
PREÇO DE MERCADO/ PREÇO MÍNIMO

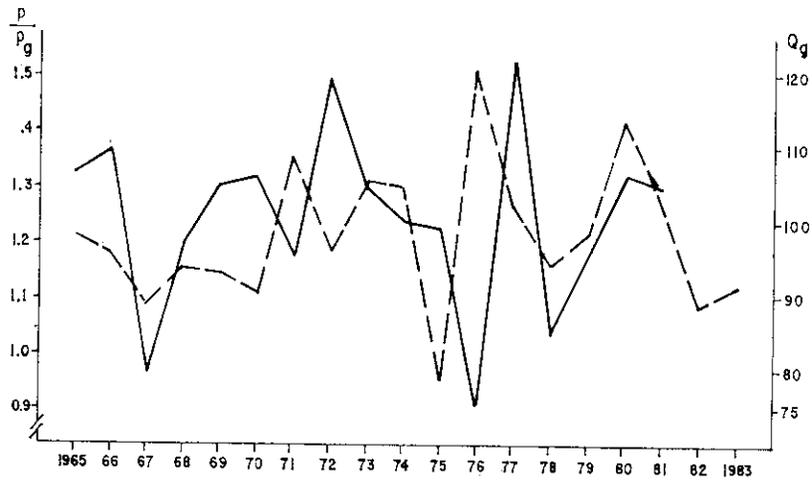
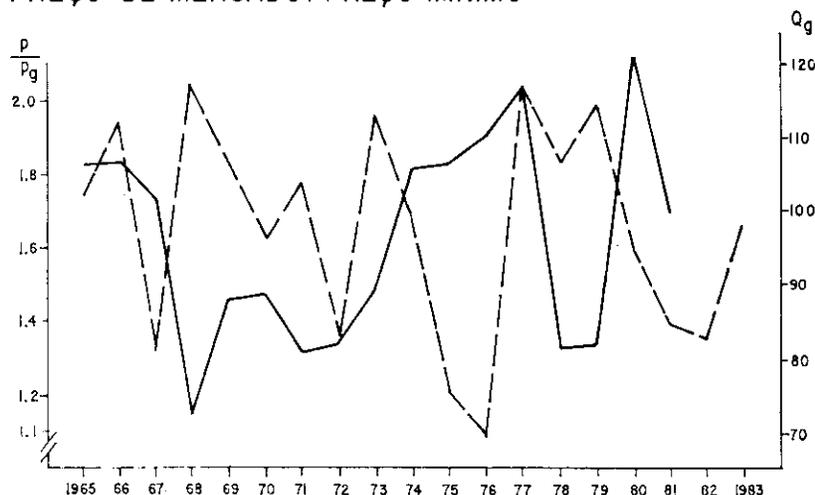


Gráfico 13

SOJA: FLUTUAÇÕES DE SAFRA E QUOCIENTE  
PREÇO DE MERCADO/PREÇO MÍNIMO



Os Gráficos 10 a 13 permitem ver ainda que, nos casos do arroz, milho e algodão, o valor de  $p/p_g$  em 1980 mostra-se mais elevado do que se deveria esperar olhando-se apenas  $Q_g$ . É possível que isso reflita a absoluta falta de estoques devido a duas sucessivas quebras de safra (1978 e 1979).<sup>15</sup> Entretanto, esse comportamento de  $p/p_g$  poderia também ser explicado por maior estocagem associada

<sup>15</sup> Conforme apontado por um dos *referees* desta revista, o índice  $Q_g$  para um ano qualquer pode sugerir conclusões errôneas sobre a relação entre oferta e procura. Por exemplo,  $Q_g$  assumirá um valor em torno de 100 quando o ano, de safra normal, for precedido de duas quebras de safra e sucedido por duas boas safras; entretanto, nesse ano poderia haver ainda escassez, pela falta de estoques anteriores. É em função dessas possíveis limitações na escolha de um único indicador quantitativo da situação de oferta e demanda — e tida em conta a inexistência de informações sobre estoques — que decidimos, na análise econométrica a ser discutida depois, considerar várias definições empíricas das variáveis  $Q/D$  e  $(Q/D)_{-1}$ .

à maior liquidez (menor taxa de juros) da economia em 1980, como reflexo da política de prefixação da correção monetária e cambial. A grande queda que se verifica em  $p/p_0$  em 1981 e 1982, por outro lado, é também consistente com a dramática elevação da taxa de juro que se seguiu ao abandono daquela política, em dezembro de 1980. Este ponto é tratado mais extensamente em Rezende (1983).

#### 4.3 — Tamanho da safra, EGF e variação estacional de preços: alguns resultados econométricos

Na Subsecção 3.1 foi mostrado que o custo financeiro e o risco de estocagem das mercadorias incluídas na pauta da PGPM variam diretamente com o quociente  $p/p_0$ . Uma vez que a variação estacional de preços varie na mesma direção, tornou-se possível argumentar que o programa EGF implica um aumento na variabilidade dos *spreads* estacionais de preços. Esse efeito deve ser tão maior quanto maior a variabilidade de  $p/p_0$  e quanto maior a presença do Governo na comercialização do produto, não apenas via EGF e AGF, mas também nas demais formas destacadas em Lopes (1983).

A análise econométrica apresentada a seguir foi concebida como uma primeira etapa de investigação da equação (11). Pretendeu-se avaliar, inicialmente, em que medida variáveis relativas ao tamanho das safras *do ano*  $Q$  — relativamente à demanda  $D$ , ou seja,  $Q/D$  — e *futura*  $Q_{+1}$  — ou melhor,  $(Q/D)_{+1}$  — deveriam entrar na equação, ao lado de outras variáveis relativas à liquidez da economia, intervenção do Governo, etc., que numa segunda etapa seriam incluídas. A argumentação oferecida até aqui, contudo, permite o abandono dessa concepção inicial, em favor da interpretação que será apresentada em seguida.

As hipóteses principais da análise são:

a) a variação estacional de preço  $\dot{p}$  é função direta do custo financeiro e do risco de retorno da estocagem; e

b) a existência do programa EGF faz com que essas condições sejam função direta do coeficiente de preços  $p/p_g$  e que, portanto, a demanda de estocagem seja função inversa de  $p/p_g$  (e  $\dot{p}$  seja função direta de  $p/p_g$ ).

A primeira hipótese deve adequar-se em grau maior aos produtos domésticos. Por outro lado, no caso desses produtos, variações em  $p/p_g$  apresentam maior grau de correlação com variações em  $Q/D$  (ver Gráficos 10 a 13). Em vista disso, torna-se possível esperar que o coeficiente da variável  $Q/D$  em (11) venha a ser negativo, mas  $Q/D$  estará, na verdade, tão-somente captando o efeito de  $r$  de (11), que está sendo omitida da regressão. Não fora a existência do EGF — com sua implicação de variabilidade de  $c_i$ , dado por (12) —, não fora a correlação entre  $c_i$  e  $p/p_g$  e, finalmente, não fora a hipótese de correlação entre  $p/p_g$  e  $Q/D$ , dever-se-ia esperar, ao contrário, que o sinal de  $Q/D$  fosse *positivo*, conforme o argumento apresentado antes (ver p. 107).<sup>16</sup>

Por outro lado, a variável safra futura  $(Q/D)_{+1}$ , não fora a existência do EGF, deveria apresentar o sinal negativo, conforme argumentado antes (ver p. 108). Como o EGF, contudo (ver. p. 112), a variação estacional do preço  $p$  correlaciona-se positivamente com o nível do preço  $p$ ; uma vez que é razoável admitir que o tamanho da safra do ano seguinte — especialmente quando medida pela área cultivada — depende positivamente do nível do preço anterior, torna-se possível esperar, como efeito do EGF, um viés (de equação simultânea) para cima do coeficiente de  $(Q/D)_{+1}$  — eventualmente invertendo o sinal.

Em suma, o papel do EGF será analisado, a seguir, através dos coeficientes das variáveis  $Q/D$  e  $(Q/D)_{+1}$ : a ausência de sinal positivo na primeira e de sinal negativo na segunda será consi-

<sup>16</sup> Nas pp. 106-108, quando discutimos a equação (11), supôs-se que  $Q/D$  fosse um deslocador da curva  $DD$  apenas; com a operação do EGF, contudo, e com a omissão de  $r$ ,  $Q/D$  torna-se, igualmente, associado a deslocamentos da curva  $CC$ . Seguindo Brennan (1958), Brandt e Resende (1982 e 1983) estimaram funções de demanda de estocagem na premissa de que  $CC$  é estável, o que, à luz da análise deste trabalho sobre o papel do EGF, mereceria ser reconsiderado.

derada evidência de vieses de especificação e de simultaneidade, ambos atribuíveis à operação do EGF.

#### 4.3.1 — Definição empírica das variáveis

A variável dependente  $\dot{p}$  foi obtida da seguinte forma: a partir de séries de preços mensais reais (deflator: IGP, col. 2), estimou-se, via ajustamento exponencial, a taxa média geométrica mensal de variação do preço para cada um dos anos. Seja  $\dot{p}_m$  essa taxa. Então, fizemos:

$$\dot{p} = 100 (1 + \dot{p}_m)^n \quad (12)$$

onde  $n$  é o número de meses considerados no cálculo de  $\dot{p}_m$ . Nos casos de arroz, algodão e soja,  $\dot{p}_m$  (e, conseqüentemente,  $\dot{p}$ ) foi calculado para os períodos maio/outubro, maio/dezembro e maio/fevereiro; no caso do milho, esses períodos iniciaram-se em junho.

Quanto às variáveis independentes, optou-se por testar várias estimativas de  $Q/D$  e  $(Q/D)_{+1}$ . Desconsiderando flutuações de curto prazo na demanda, supôs-se que a tendência da demanda pudesse ser aproximada pela tendência da disponibilidade doméstica do produto, medida pela série de produção.<sup>17</sup> Essa tendência foi dada, alternativamente, pela média móvel geométrica quinquenal centralizada e pelo valor calculado na exponencial ajustada. Sejam  $Q_t$  e  $H_t$  as séries anuais de quantidades produzidas e de área colhida,  $\bar{Q}_{g_t}$  e  $\bar{H}_{g_t}$  as tendências dadas pelas respectivas médias móveis geométricas e  $\hat{Q}_{exp_t}$  e  $\hat{H}_{exp_t}$  as tendências dadas pelos valores calculados nas respectivas exponenciais ajustadas; então, sendo  $Q_{g_t} = (Q_t/\bar{Q}_{g_t}) \cdot 100$ ,  $H_{g_t} = (H_t/\bar{H}_{g_t}) \cdot 100$ ,  $Q_{exp_t} = (Q_t/\hat{Q}_{exp_t}) \cdot 100$  e  $H_{exp_t} = (H_t/\hat{H}_{exp_t}) \cdot 100$ , apresentamos, na Tabela 1, as definições empíricas das variáveis nas regressões cujos resultados serão discutidos neste trabalho; demais detalhes e resultados adicionais encontram-se em Rezende (1983).

<sup>17</sup> Não se apresentam aqui os resultados obtidos usando-se, somente para arroz e milho, séries de produção mais importações menos exportações, já que adiantaram muito pouco.

#### 4.3.2 — Discussão dos resultados

A Tabela 2 apresenta alguns resultados obtidos para arroz, milho e algodão. Pode-se ver que, nos casos de arroz e algodão, eles são consistentes com as hipóteses formuladas quanto ao efeito do EGF. O coeficiente de  $Q/D$  revela-se inequivocamente negativo e o coeficiente de  $(Q/D)_{+1}$  não é significativo. Resultados apresentados em Rezende (1983) mostram ainda que: primeiro, no caso do algodão, as regressões em que  $\dot{p}$  se refere ao período maio/outubro (maio/fevereiro) parecem ligeiramente melhores (piores), o que é consistente com a influência da safra nordestina;<sup>18</sup> e, segundo, ao se estender de maio/dezembro para maio/fevereiro o período da variação estacional de preço, o coeficiente de  $Q/D$  torna-se menos negativo e o de  $(Q/D)_{+1}$  torna-se mais negativo, o que, aliás, era de se esperar.

No caso do milho, contudo, os resultados da Tabela 2 mostram-se, aparentemente, inconsistentes com a hipótese. Esses mesmos resultados, contudo, podem ser tomados como evidência a favor da hipótese, como argumentaremos em seguida.

Notou-se antes (ver Subseção 4.1) a pequena participação do EGF na comercialização do milho. Sua produção é muito dispersa, e a estocagem e utilização (alimentação animal) verificam-se nas propriedades. Esses aspectos contribuem para maior opacidade do mercado, quanto à oferta e quanto à demanda (o ciclo pecuário, como se sabe, ao afetar o mercado de aves e suínos, transmite-se ao mercado do milho), fazendo do milho um dos claros exemplos em que a estocagem na época da safra é arriscada.

É intuitivo que essas características implicam um menor impacto do EGF sobre o custo financeiro e o risco da estocagem do milho. Além disso, notou-se antes (ver Subseção 4.2) menor instabilidade da oferta, e somente no período mais recente as flutuações

<sup>18</sup> Considerou-se, na medida de  $Q/D$  e  $(Q/D)_{+1}$ , toda a produção nacional de algodão. Experimentos adicionais levando-se em conta a existência de duas safras (Centro-Sul e Nordeste) parecem convenientes.

TABELA I  
*Definições empíricas das variáveis nas regressões*

Variáveis	Modelos				
	1	2	3	4	5
Dependente:					
$\dot{p}$	$\dot{p}$	$p$	$p$	$\left[ \frac{\dot{p}_t}{\dot{p}_{t-1}} - 1 \right] \cdot 100$	$\left[ \frac{\dot{p}_t}{\dot{p}_{t-1}} - 1 \right] \cdot 100$
Independentes:					
$Q/D_t$	$Q_{o_t}$	$\frac{Q_{o_t}}{Q_{o_{t-1}}} \cdot 100$	$\frac{Q_{exp_t}}{Q_{exp_{t-1}}} \cdot 100$	$\left[ \frac{Q_{o_t}}{Q_{o_{t-1}}} - 1 \right] \cdot 100$	$\left[ \frac{Q_{exp_t}}{Q_{exp_{t-1}}} - 1 \right] \cdot 100$
$(Q/D)_{t+1}$	$H_{o_{t+1}}$	$\frac{H_{o_{t+1}}}{H_{o_t}} \cdot 100$	$\frac{H_{exp_{t+1}}}{H_{exp_t}} \cdot 100$	$\left[ \frac{H_{o_{t+1}}}{H_{o_t}} - 1 \right] \cdot 100$	$\left[ \frac{H_{exp_{t+1}}}{H_{exp_t}} - 1 \right] \cdot 100$

TABELA 2

*Regressões das variáveis independentes  $Q/D$  e  $(Q/D)_{+1}$  sobre a variação estacional de preço (até dezembro) a nível de produtor: arroz, milho e algodão – Brasil, 1966/82*

Regressores	Modelos*				
	1	2	3	4	5
Arroz:					
$Q/D$	-1,05 <sup>a</sup>	-0,66 <sup>a</sup>	-0,70 <sup>a</sup>	-0,92 <sup>a</sup>	-1,15 <sup>a</sup>
	(-3,76)	(-3,69)	(-4,28)	(-4,53)	(-5,59)
$(Q/D)_{+1}$	-0,61	0,42	0,43	-0,29	-0,29
	(-1,34)	(1,20)	(1,42)	(-0,85)	(-0,87)
$R^2$	0,59	0,57	0,61	0,66	0,71
D.W.	1,33	1,30	1,37	1,93	1,99
Milho:					
$Q/D$	-0,15	-0,14	-0,10	-0,24	-0,25
	(-0,33)	(-0,46)	(-0,31)	(-0,56)	(-0,56)
$(Q/D)_{+1}$	-2,22	-0,00	0,24	-2,20	-2,60 <sup>e</sup>
	(-1,42)	(-0,00)	(0,24)	(-1,61)	(-2,02)
$R^2$	0,15	0,01	0,01	0,20	0,25
D.W.	1,77	1,74	2,07	1,70	2,23
Algodão:					
$Q/D$	-1,38 <sup>a</sup>	-0,83 <sup>a</sup>	-0,82 <sup>a</sup>	-1,39 <sup>a</sup>	-1,33 <sup>a</sup>
	(-3,49)	(-3,08)	(-3,10)	(-3,92)	(-3,46)
$(Q/D)_{+1}$	-0,85	0,25	0,04	-1,65	-1,36
	(-0,93)	(0,38)	(0,06)	(-1,71)	(-1,42)
$R^2$	0,50	0,47	0,41	0,59	0,49
D.W.	2,26	2,70	2,60	2,75	2,69

FONTES: Dados básicos de CIA/FGV (preços recebidos pelos agricultores, média do Brasil) e IBGE (quantidades produzidas e áreas colhidas para o total do Brasil).

\* Todos os modelos são lineares e foram estimados por mínimos quadrados ordinários; nos modelos 1 a 3 as variáveis (ver definições empíricas na Tabela 1) estão em logaritmos. Os números entre parênteses são os valores de  $t$ ; os testes de significância são bilaterais, sendo que  $a$  indica  $\leq 1\%$ ,  $b \leq 5\%$  e  $c \leq 10\%$ . Os  $R^2$  não são ajustados, e D.W. é o valor da estatística  $D$  do teste de Du bin-Watson.

em  $p/p_0$  aumentam, acompanhando as flutuações em  $Q/D$ . Este fato é também relevante para a análise dos resultados da Tabela 2, pois, juntamente com a menor participação do EGF, a menor flutuação em  $p/p_0$  significa menor variabilidade no custo financeiro da estocagem devida ao EGF.

É interessante ainda notar, na Tabela 2 (modelos 4 e 5), que a variável  $(Q/D)_{+1}$  mostra algum sinal de significância, o que será reforçado por evidências relatadas depois.

A existência de séries de preços mensais mais longas para o arroz e o milho, relativas a São Paulo, tornaram possível a obtenção de resultados adicionais interessantes. (Não foi possível utilizar a série de preço de algodão em caroço porque não ultrapassou o mês de agosto, exceto a partir de final dos anos 60, e não há tal série para a soja.) As Tabelas 3 e 4 apresentam esses resultados para os subperíodos 1948/65 e 1966/82, ou seja, *grosso modo*, antes e depois da expansão do programa EGF.

Note-se preliminarmente que, nessas regressões, como nas demais (a serem relatadas), em que se utilizaram séries de preços a nível de Estados, as variáveis independentes  $Q/D$  e  $(Q/D)_{+1}$  são as mesmas utilizadas nas regressões com preços médios do Brasil, já que sempre consideramos quantidades produzidas e áreas colhidas no total do Brasil. É natural esperar que os preços de produtor a nível de um Estado isolado apresentem uma variância superior à dos preços médios do País tomado como um todo, o que, infelizmente, reduz a utilidade dessas séries estaduais. De qualquer maneira, a alternativa de usar quantidades produzidas e áreas colhidas a nível somente dos Estados respectivos não se afigura adequada.

Com esse *caveat* em mente, passemos às Tabelas 3 e 4. No caso do arroz (Tabela 3), é muito claro que ocorreu uma mudança entre os dois subperíodos: em primeiro lugar, o coeficiente da variável  $(Q/D)_{+1}$  perde completamente sua significância, o que é consistente com a hipótese; em segundo lugar, há uma grande piora no  $R^2$  no subperíodo recente, contrastando fortemente com os resultados para o Brasil (Tabela 2); em terceiro lugar, o coeficiente da variável  $Q/D$  parece mover-se, ainda que timidamente, na direção consistente com nossa hipótese sobre o papel do EGF. Já no

TABELA 3

*Regressões das variáveis independentes  $Q/D$  e  $(Q/D)_{+1}$  sobre a variação estacional de preço (até dezembro) a nível de produtor: arroz — São Paulo, 1948/65 e 1966/82*

Regressores	Modelos*				
	1	2	3	4	5
Período 1948/65:					
$Q/D$	-0,76 (-1,18)	-1,24 <sup>c</sup> (-1,84)	-0,77 (-1,10)	-0,58 (-0,54)	0,11 (0,10)
$(Q/D)_{+1}$	-3,63 <sup>a</sup> (-4,38)	-1,83 <sup>c</sup> (-2,09)	-1,21 (-1,51)	-5,80 <sup>a</sup> (-3,96)	-4,74 <sup>a</sup> (-3,59)
$R^2$	0,58	0,31	0,16	0,56	0,50
D.W.	2,63	2,65	2,52	2,14	2,25
Período 1966/82:					
$Q/D$	-0,58 (-1,56)	-0,35 (-1,54)	-0,42 <sup>b</sup> (-1,99)	-0,28 (-0,92)	-0,54 (-1,73)
$(Q/D)_{+1}$	-0,10 (-0,26)	0,20 (0,44)	0,14 (0,36)	-0,10 (-0,19)	-0,19 (-0,34)
$R^2$	0,17	0,18	0,23	0,06	0,17
D.W.	1,77	1,80	1,86	2,72	2,87

FONTES: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (preços recebidos pelos agricultores paulistas) e IBGE (quantidades produzidas e áreas colhidas para o total do Brasil).

\* Ver rodapé da Tabela 2.

caso do milho (Tabela 4), confirma-se não ser  $Q/D$  relevante em nenhum dos subperíodos, e reforça-se a evidência de significância de  $(Q/D)_{+1}$  quando se considera o subperíodo recente.

Resultados adicionais, apresentados em Rezende (1983), foram obtidos utilizando-se outras séries de preços de produtor a nível de Estado e também algumas séries de preços a nível de atacado. No

Paraná, relativamente às séries de preços de produtor, no caso de algodão em caroço, nota-se que: em primeiro lugar, o sinal do coeficiente de  $Q/D$  é negativo, mas com grau de significância menor do que os resultados a nível de Brasil (Tabela 2); em segundo lugar, o coeficiente de  $(Q/D)_{+1}$  mostra-se mais significativamente negativo; e, em terceiro lugar, ao reduzirmos para maio/outubro o

TABELA 4

*Regressões das variáveis independentes  $Q/D$  e  $(Q/D)_{+1}$  sobre a variação estacional de preço (até dezembro) a nível de produtor: milho – São Paulo, 1948/65 e 1966/82*

Regressores	Modelos*				
	1	2	3	4	5
Período 1948/65:					
$Q/D$	-0,93 (-0,59)	-0,41 (-0,27)	0,17 (0,14)	-0,39 (-0,12)	1,55 (0,61)
$(Q/D)_{+1}$	-3,42 <sup>c</sup> (-2,13)	0,33 (0,09)	0,49 (0,17)	-2,01 (-0,26)	0,63 (0,10)
$R^2$	0,25	0,02	0,00	0,00	0,03
D.W.	2,94	3,27	3,22	3,24	3,23
Período 1966/82:					
$Q/D$	0,55 (1,15)	0,10 (0,28)	0,19 (0,51)	0,42 (0,89)	0,47 (0,89)
$(Q/D)_{+1}$	-4,46 <sup>b</sup> (-2,71)	-1,78 (-1,41)	-0,97 (-0,85)	-5,03 <sup>a</sup> (-3,37)	-4,30 <sup>b</sup> (-2,91)
$R^2$	0,40	0,15	0,07	0,52	0,42
D.W.	1,55	1,85	2,09	2,55	2,49

FONTES: Ver Tabela 3.

\* Ver rodapé da Tabela 2.

período de cálculo da variação estacional de preço,  $Q/D$  ganha – e  $(Q/D)_{+1}$  perde – em significância, a exemplo do que ocorreu a nível de Brasil. Para a soja em grão as séries de preços de produtor relativas a São Paulo e Rio Grande do Sul sugerem não haver qualquer relevância explicativa das duas variáveis. Uma vez que se notou antes (ver Subseção 4.2) inexistência de correlação entre  $p/p_0$  e as flutuações de safra, esse resultado é consistente com a hipótese deste trabalho. Restaria, então, refazer a análise utilizando-se  $p/p_0$  para *proxy* melhor da variação do custo de estocagem associada ao EGF, no lugar de  $Q/D$ . Seria possível verificar em que medida o comportamento estacional do preço da soja, sendo reconhecidamente influenciado por variáveis externas (preço internacional e taxa de câmbio), é afetado também pelas condições financeiras e risco de estocagem, o que não é uma questão trivial.

Quanto às séries de preços a nível de atacado, cabe notar que: em primeiro lugar, elas são todas a nível de capitais; em segundo, o tabelamento governamental (especialmente para o arroz e, em menor grau, para o milho) reduz sua utilidade; e, em terceiro (e mais importante), em função do grau de beneficiamento e demais despesas agregadas ao valor pago ao produtor, os preços de atacado podem refletir muito pouco as variações no custo financeiro associadas ao EGF, já que este se limita a financiar o produto avaliado a preço mínimo a nível de produtor. Tidas em conta todas estas limitações, cabe relatar que no caso do arroz é menor (maior) o grau de significância do coeficiente de  $Q/D$  [ $(Q/D)_{+1}$ ]. Esses são resultados possivelmente compatíveis com a hipótese, já que, sendo grande o diferencial de preço entre os dois estágios de comercialização, o impacto do EGF tende a ser amortecido. Nos casos do milho e da soja não parece haver nada a acrescentar, ao passo que no caso do algodão em pluma confirma-se que, ao trabalharmos com o *spread* de preço maio/outubro, o coeficiente da variável  $Q/D$  mostra-se significativo (com o sinal “correto”, ou seja, negativo), enquanto o contrário ocorre com o coeficiente de  $(Q/D)_{+1}$ . Isso sugere que, no caso do algodão, o efeito previsto do EGF sobre a estocagem tende a aparecer mais nitidamente somente numa análise empírica mais refinada, em que se identifiquem as duas safras (Centro-Sul e Nordeste) separadamente.

## 5 — Considerações finais

Da análise apresentada neste trabalho resulta a conclusão de que, ao contrário do que comumente se pensa, o EGF não deve ser visto como instrumento de estabilização de preços dentro do ano. A concepção mesma do EGF, revelada nitidamente em sua operacionalização, deixa claro que ele não é mais do que um instrumento auxiliar na sustentação de preços agrícolas. Esta conclusão é evidente quando se verificam as fortes limitações que pesam sobre o EGF, enquanto incentivador da estocagem privada, em anos de escassez.

No caso de produtos como o algodão e a soja, em que parte substancial do EGF é destinada à indústria processadora da matéria-prima (algodão em caroço e soja em grão), a maior ou menor transmissão dos incentivos do EGF à agricultura, através dos preços da matéria-prima a nível do produtor, é essencialmente uma questão empírica, pois depende do grau de concentração industrial. A evidência empírica aqui analisada sugere que os preços agrícolas ao nível do produtor são afetados positivamente pela ação do EGF, indicando que aquela transmissão se dá efetivamente, tenha a indústria uma participação pequena (arroz) ou grande (algodão). Nos casos da soja e do milho, contudo, os preços de produtor não são afetados; mas, como se apontou antes, é necessária uma análise empírica adicional para a soja, e tem sido pequena a influência do EGF sobre a estocagem do milho.

Por outro lado, sugeriu-se também neste trabalho a existência de um problema de eficácia do EGF, na consecução de seu objetivo de sustentação de preços agrícolas. Conforme foi argumentado, o EGF tem embutido não apenas o subsídio, mas também um mecanismo de redução do risco de queda de preço. Essas componentes (e especialmente o *hedging* de preço) reduzem o requisito de *spread* de preço de maneira incompatível com a estocagem financiada com recursos próprios ou do mercado financeiro livre, que por isso é enxotada (*crowded-out*) do mercado. Essa interação entre os dois tipos de estocagem revela-se nos grandes saltos que se dão no uso do EGF (e, também, do AGF) em anos de safras longas. É que, em parte provavelmente substancial, o EGF está apenas substituindo a ação do mercado livre.

Uma possível solução para esse problema de eficácia do EGF tem sido aventada e, ainda que preliminarmente, merece ser discutida aqui. Trata-se da proposta de extensão da correção monetária do preço mínimo ao período da entressafra. Com isso, a estocagem privada fora do EGF contaria com um piso de preço futuro, amortecendo portanto o fenômeno anterior do *crowding-out*; deverá reduzir-se o AGF na safra e, além disso, menos provavelmente o EGF se tornará AGF “indireto”. Contra esta proposta argumenta-se com o fato de que serviria para ampliar indevidamente a indexação da economia, tornando mais difícil o combate à inflação; deve-se notar, contudo, que a correção monetária do preço mínimo só se deverá estender ao *preço de mercado* (que é o preço relevante) em anos de safra longa, mas nesses anos o *nível* do preço estará, de qualquer modo, menor.

Finalmente, cabe considerar as implicações da decisão recente do Governo de retirar o subsídio implícito ao crédito, no programa EGF. Por um lado, o aumento no custo financeiro terá seu impacto amortecido pela presença, inalterada, da componente COV (ou seja, do seguro de preço), que continua protegendo o tomador do EGF contra a hipótese de prejuízo. Mesmo assim, o estímulo à estocagem provido pelo EGF será menor, pois as chances de lucro — que é dado pela diferença entre o *spread* de preço e o custo de estocagem, agora acrescido graças à correção monetária plena — serão menores, especialmente em anos de safra longa. O resultado da menor formação de estoques deverá ser, naturalmente, menor preço do produto agrícola na safra e maior na entressafra. Por outro lado, uma vez que, com maior probabilidade, o *spread* de preço *a posteriori* venha a ser menor do que o custo de estocagem, aumentar-se-á a utilização da opção COV, ou seja, crescerá o recurso à transferência ao Governo dos estoques no vencimento dos empréstimos, com a assunção pelo Governo dos encargos operacionais e financeiros de estocagem. (Note-se, contudo, que a menor formação de estoques, levando a maior crescimento do preço no período de entressafra, tende a contrarrestar esse fenômeno.) Com isso, não apenas aumentará a ingerência do Governo na comercialização agrícola, com os desestímulos à estocagem privada apontados por Lopes (1983),

mas a pressão sobre os gastos públicos e/ou o orçamento monetário poderá aumentar, anulando total ou parcialmente a retirada do subsídio.

## Bibliografia

ACKLEY, G. Commodities and capital: prices and quantities. *American Economic Review*, 73 (1) :1-16, 1983.

BRANDT, S. A., e RESENDE, J. C. Expectativas de preços e oferta de estocagem de arroz no Estado do Rio Grande do Sul. *Revista Brasileira de Armazenamento*, 7 (2) :39-43, 1982.

———. *Mercado de serviços de estocagem de grãos na região sul do Brasil*. Trabalho apresentado ao IV Encontro Nacional de Secagem. Viçosa, Minas Gerais, CENTREINAR, 1983.

BRENNAN, M. J. The supply of storage. *American Economic Review*, 48 (1) :50-72, 1958.

CENTRO DE ESTUDOS AGRÍCOLAS/FGV. *Variações sazonais — 10 anos*. Rio de Janeiro, 1977.

COELHO, C. N., e TIMM, S. C. S. Alguns aspectos do EGF como instrumento operacional da política de preços mínimos. *Estudos Econômicos*, 13 (3) :561-83, 1983.

HOFFMANN, R. *Variação estacional dos preços de produtos agropecuários no Estado de São Paulo*. Tese de Doutorado em Agronomia. Piracicaba, ESALQ, 1969.

———. *Variação estacional dos preços de produtos agrícolas no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ, 1970.

HOMEM DE MELO, F. *Políticas de estabilização para o setor agrícola*. São Paulo, FIPE/USP, 1982.

———. Instabilidade da renda e estabilização de preços agrícolas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 13 (3) :829-62, dez. 1983.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA/FGV. Carta do IBRE. *Conjuntura Econômica*, 37 (8) :7-12, 1983.

LOPES, M. R. A interferência do governo na comercialização e a administração do risco de mercado na agricultura. *Revista de Economia Rural*, 18 (3) :601-15, 1980.

———. *A especulação nos mercados agrícolas e a formação da renda do produtor: um estudo do papel dos empréstimos de comercialização*. Brasília, Companhia de Financiamento da Produção, ago. 1983.

MADDOCK, R., e CARTER, M. A child's guide to rational expectations. *Journal of Economic Literature*, XX (1) :39-51, 1982.

MOLLO, M. L. R. *Política de garantia de preços mínimos: uma avaliação*. Brasília, Companhia de Financiamento da Produção, ago. 1983.

REZENDE, G. C. de. Crédito rural subsidiado e preço da terra no Brasil. *Estudos Econômicos*, 12 (2) :117-37, 1982.

———. *Estocagem e variação estacional de preços: uma análise da política de crédito de comercialização (EGF)*. Texto para Discussão Interna, 61. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, nov. 1983.

SARMENTO, O., e CAMPOLLO, F. Estabilização de preços agrícolas como política de redução de riscos: comentário. *Anais do IV Encontro Brasileiro de Econometria*, pp. 397-407, Olinda, 1982.

SAYAD, J. Planejamento, crédito e distribuição de renda. *Estudos Econômicos*, 7 (1) :9-34, 1977.

———. Abastecimento urbano e inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 11 (3) :563-98, 1981.

WRIGHT, B. D., e WILLIAMS, J. C. The economic role of commodity storage. *The Economic Journal*, 92:596-614, set. 1982.

(Originals recebidos em setembro de 1983. Revisos em janeiro de 1984.)