O Custo da Política de Preços Mínimos

ADRIANO ROMARIZ DUARTE (*)

Resumo

Este artigo sugere e aplica empiricamente um método para avaliar o custo *ex ante* da política de preços mínimos para o governo. A metodologia baseia-se no argumento de que a fixação de um preço mínimo representa a concessão de um tipo especial de opção de venda aos agricultores, pelo qual cada unidade de produção pode ser vendida ao governo ao preço mínimo quando esse excede o preço de mercado. Do ponto de vista privado, a opção é concedida a custo zero, mas seu valor social é calculável e representa transferências do governo para o setor agrícola sob a forma de subsídios embutidos nos preços mínimos.

O autor é professor assistente doutor do Dept^o de Economia da FEA/USP e pesquisador da FIPE.

(*) Agradeço a Antonio Zarotto Sanvicente pelas valiosas sugestões, inclusive a do tema, discussões teóricas e críticas sempre muito precisas. Estendo meus agradecimentos a Jussara Tao Chih, pelos trabalhos de organização e operacionalização dos dados.

Abstract

This paper applies a method to value and provide estimates of the *ex ante* cost of the agricultural support price system to the government. The methodology is based on the argument that support prices represent a special type of "put option" conferred to farmers, by which each unit of output may be sold to the government at the support price when it exceds the market price. From the farmer's point of view, the put option is given at no cost, however, its social cost may be computed. They represent transfers from the government to the agricultural sector through implicit prices subsidies.

Introdução

A política de preços mínimos utilizada no Brasil desde 1951 visa minimizar efeitos depressivos de cotações externas, de produtos exportáveis, sobre a produção nacional e, no caso de alimentos básicos, estimular o aumento da produção para atender ao mer-

cado interno e formar estoques de reserva. Por esse sistema o governo, através de seu órgão executivo, a Companhia de Financiamento de Produção — CFP, garante ao produtor agrícola um preço mínimo unitário no período de plantio. Atualmente existem cerca de vinte produtos agrícolas enquadrados no programa de preços mínimos, classificados em quatro categorias: Prioritários, Exportação, Regionais e Sementes.

O objetivo deste trabalho é propor um método para avaliar o custo *ex ante* da política de preços mínimos para o governo, e oferecer estimativas empíricas desse custo, com alguns produtos selecionados, para a safra de verão deste ano. Alternativamente, o método proposto pode indicar aos produtores, na época do anúncio dos preços mínimos, o valor que suas safras terão no período de colheita.

A metodologia proposta aqui foi recentemente desenvolvida por Marcus e Modest (1982) e aplicada na avaliação dos custos da política de preços mínimos nos Estados Unidos. A base do método repousa no argumento inteligente dos autores, de que os preços mínimos nada mais são do que um tipo especial de opção de venda, pelo qual cada unidade de produção pode ser vendida ao governo quando o preço mínimo excede o preço de mercado.

Colocado o problema na perspectiva de opções de venda, a avaliação dessas opções resultaria simplesmente da aplicação direta do modelo padrão de Black-Scholes, proposto para avaliar opções (de compra e de venda) sobre ativos financeiros em 1973.

Entretanto, como os próprios autores (Marcus e Modest) ponderam, a atividade agrícola tem características especiais, como a aleatoriedade da produção, entre outras, que requerem uma modelagem especial (MARCUS & MODEST, 1982, p. 1). Tais complicações foram solucionadas pelos autores, que criaram uma fórmula apropriada e mostraram que os preços mínimos podem ser interpretados como opções de ven-

da com preço de exercício estocástico. A fórmula gera o valor ex ante dos preços mínimos, o qual representa um acréscimo de valor, atribuível ao próprio sistema, ao valor que um mercado competitivo de ações conferiria aos direitos sobre uma renda gerada por uma colheita de volume incerto.

Em poucas palavras, quando o governo fixa um preço mínimo para um produto, fornece ao agricultor opções de venda, a custo privado zero, com direito ao exercício na safra. O acréscimo de valor calculado pela fórmula nada mais é que um subsídio implícito no preço mínimo, o qual representa o preço social do fornecimento da opção ao produtor.

Já que o método proposto por este trabalho tem suas raízes na metodologia de avaliação de opções, a seção seguinte se concentra na conceituação de opções de compra e venda no desenvolvimento das fórmulas de avaliação propostas por Black-Scholes (1973). A seção 2 expõe, de forma detalhada, todo o procedimento de adaptação das fórmulas de avaliação de opções de venda às condições do mercado agrícola, tal como sugerido por Marcus e Modest (1982). O instrumental analítico proposto é, finalmente, aplicado empiricamente ao mercado agrícola brasileiro na seção 3.

Quatro produtos agrícolas foram selecionados para o cálculo do custo de seus programas de preços mínimos: soja (em grãos), algodão, milho e trigo. Os três primeiros fazem parte dos programas regulares de preços mínimos e pertencem às categorias de Prioritários (milho) e de Exportação (soja e algodão). O trigo, por sua vez, obedece a um regime especial de comercialização, não sendo transacionado livremente no mercado. A intervenção do governo, por exemplo, impede que o produtor venda seu produto no mercado, em vez de vendê-lo ao governo. Esse aspecto prejudicaria, em parte, as hipóteses subjacentes ao modelo proposto. Em princípio, entretanto, nada impede que se aplique a metodologia desde que se assuma que a intervenção governamental não existe. Pode-se assim avaliar o custo do subsídio ao produtor de trigo, condicionado à não intervenção.

Finalmente, a última seção apresenta um breve sumário do trabalho e as conclusões finais.

Avaliação de Opções de Compra e de Venda

1.1 Opções de Compra e de Venda: Conceitos Básicos

Uma opção é definida como o direito de uma parte de comprar ou vender a outra uma determinada mercadoria, até uma determinada data, a um preço preestabelecido. Assim sendo, num mercado de opções não se negocia mercadorias diretamente, mas direitos sobre elas. As mercadorias em causa podem consistir em um tipo de bem econômico qualquer, um ativo financeiro, ou mesmo um serviço.

Hoje em dia, de uso bastante generalizado é o conceito de opções aplicado a ações
de sociedades anônimas e, neste caso,
trata-se de um contrato pelo qual o lançador
– em contraposição ao comprador – tem a
obrigação de cumprir condições acordadas
antecipadamente sobre a entrega (caso de
opções de compra) ou sobre o recebimento
(caso de opções de venda) de ações.

Existem várias condições preestabelecidas em contrato. Entre elas está o preço especificado, e que diz respeito ao preço de contrato ou preço de exercício. Como outra condição tem-se a data na qual o direito de opção se extingue, data esta denominada de exercício ou de vencimento. A época permitida para execução do contrato, por sua vez, define o tipo de opção. Assim, pode-se falar em opções européia ou americana. Se a opção só pode ser exercida na data de vencimento, trata-se do primeiro caso; se puder

ser exercida antes do vencimento, então trata-se da opção americana⁽¹⁾.

Ainda de acordo com a definição de opção, há dois tipos básicos de opções aplicados ao mercado acionário: opções de compra (calls) e opções de venda (puts).

No primeiro caso, o titular, ou seja, o comprador, assume o direito de adquirir um lote padronizado de ações de uma sociedade anônima, segundo o que estabelece o contrato, pagando para isso um preço costumeiramente chamado de prêmio. Se o titular exercer sua opção, o lançador (vendedor) será obrigado a entregar as ações ao comprador ao preço de exercício.

Como o nome indica, no segundo caso o comprador assume o direito de vender uma quantidade padronizada de ações de uma empresa, com as condições de contrato, e o vendedor das opções obriga-se a recebêlas caso haja o exercício do direito do comprador.

Finalmente, vale mencionar duas observações diretamente associadas à aplicação de opções ao instrumento de preços mínimos. De início, deve-se atentar para o fato de que os contratos de opções podem ser negociados livremente entre quaisquer duas partes, diretamente ou em bolsas de valores. Em segundo lugar, deve-se notar que as opções não são criadas (lançadas) pelas empresas emitentes das ações-objeto, podendo ser lançadas por qualquer pessoa, em tese (SANVICENTE, 1983, p. 2).

1.2 Avaliação do Preço de Opções de Compra

Conforme já definido anteriormente, uma opção de compra do tipo europeu é um di-

⁽¹⁾ Há, evidentemente, uma série de outras condições preestabelecidas nos contratos de opções. Entretanto, uma vez que não afetam diretamente o desenvolvimento das idéias deste trabalho, não serão mencionadas. O leitor interessado pode consultar o trabalho citado de SANVICENTE (1983).

reito de comprar uma quantidade padronizada de ações (ou de um ativo qualquer) na data de vencimento, pelo preço de exercício. Uma vez que as opções são estabelecidas em contrato entre duas partes externas à empresa emitente das ações-objeto, duas proposições iniciais podem ser colocadas. Primeiramente, a quantidade agregada de contratos é sempre zero, isto é, posições compradas de opções se igualam exatamente a posições vendidas, ou o ativo do comprador é exatamente igual ao passivo do vendedor⁽²⁾. Em segundo lugar, pode-se assumir, sem grande margem de erro, que o comportamento dos preços de ações subjacentes às opcões não seja afetado pelo mercado de opções⁽³⁾.

O desenvolvimento de pesquisa sobre o valor das opções é bastante extenso e com diversas contribuições. Entretanto, coube a Black e Scholes (1973) o mérito de apresentar uma solução com forte conteúdo econômico e muita flexibilidade operacional⁽⁴⁾. É com base no modelo Black-Scholes (como ficou conhecido na literatura) e na literatura subseqüente que este item e o seguinte se desenvolvem.

Black e Scholes (1973) demonstraram que uma carteira sem risco pode ser criada usando-se proporções apropriadas de opções de compra sobre uma ação de uma empresa e ações desta mesma empresa. Assumindo-se que a carteira é instantaneamente (continuamente) sem risco e lembrando que substitutos perfeitos devem gerar taxas de retornos idênticas, então a taxa de retorno da carteira em causa terá de ser igual à taxa de juros para aplicações sem risco. É exatamente dessa condição de equilíbrio que os autores citados obtêm o preço da opção de compra do tipo europeu.

(2) Uma explicação extremamente intuitiva sobre isto pode ser vista em KOLB (1985).

A fórmula de Black e Scholes para a avaliação de opções de compra foi obtida a partir do seguinte conjunto de hipóteses:

- a) É possível fazer vendas a descoberto (short-sales) no mercado de qualquer instrumento financeiro sem a perda de disponibilidade dos resultados dessas vendas:
- b) Não há custos de transação ou impostos;
- c) Os mercados dos instrumentos financeiros funcionam continuamente;
- d) A taxa de juros para aplicações sem risco é constante;
- e) A variação do preço da ação—objeto é contínua e se comporta segundo um processo estocástico de tipo ltô⁽⁵⁾;
- f) A ação-objeto não paga dividendo; e,
- g) A opção só pode ser exercida na data de vencimento do contrato.

Em geral, o valor de uma carteira sem risco, V_H , pode ser expresso como:

$$V_H = Q_s S + Q_c C \tag{1}$$

onde S é o preço da ação—objeto, C é o preço (prêmio) da opção de compra da mesma ação. Q_s é a quantidade de ações em carteira e Q_c é a quantidade de opções de compra. A variação no valor da carteira é dada por:

$$dV_H = Q_s dS + Q_c dC (2)$$

Desde que o preço da ação-objeto siga um processo contínuo e estocástico do tipo Itô (premissa *C*) e que o preço da opção de compra seja função do preço da ação e do tempo, o Lema de Itô pode ser aplicado para expressar a variação do preço da opção⁽⁶⁾.

⁽³⁾ Para maiores detalhes sobre essas proposicões, veja-se SMITH (1978, p. 2)

⁽⁴⁾ Para uma excelente análise sobre o desenvolvimento dos modelos para avaliação de opções, ver SANVICENTE (1983, cap. 2).

⁽⁵⁾ Uma discussão sumariada do processo Itô e da obtenção do Lema de Itô pode ser encontrada em SMITH (1978, p. 37-51) e McKEAN (1969). Para uma análise detalhada do conteúdo das hipóteses, ver SANVICENTE (1983, p. 22-30)

⁽⁶⁾ O Lema de Itô fornece uma expressão para o diferencial de função *C(S,t)*, de um processo estocástico do tipo Itô.

Tal variação pode ser expressa pela seguinte equação diferencial parcial estocástica:

$$dC = \frac{\partial C}{\partial S} \qquad dS + (\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{1}{2} + \frac{\partial^2 C}{\partial S^2} + \sigma^2 S^2) dt \qquad (3)$$

onde C=C(S,t), t é tempo, e σ^2 é a variância instantânea da variação de S. Deve-se notar que o único termo estocástico do lado direito de (3) é representado por $(\partial C/\partial S)dS$; todos os demais termos são determinísticos. Substituindo-se (3) em (2), temse:

$$dV_{H} = Q_{S} dS + Q_{C} \left\{ \frac{\partial C}{\partial S} dS + \left(\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{1}{2} \right) \frac{\partial^{2}C}{\partial S^{2}} \sigma^{2}S^{2} \right\} dt \right\}$$
(4)

Para quantidades arbitrárias dos dois ativos, ações e opções, a variação no valor da carteira, dV_H , é estocástica. Entretanto, se as quantidades de ambos os ativos forem determinadas tal que $Q_s/Q_c = -(\partial C/\partial S)$, então os primeiros dois termos do lado direito de (4) desaparecerão. Visto que esses termos são os únicos estocásticos, a restrição acima gera uma carteira cuja variação de valor fica livre de risco.

A carteira em causa é formada por uma posição comprada na ação-objeto, e uma posição vendida na opção de compra dessa mesma ação, ou vice-versa. Como é possível alterar continuamente as proporções de ações e opções da carteira H, de forma a obter cobertura de riscos, Q_s e Q_c devem ser tais que $Q_s=1$ e $Q_c=-(\partial C/\partial S)^{-1}(7)$. Com essas simplificações, a equação (4) passa ser expressa por:

$$dV_{H} = -\left(\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{1}{2} - \frac{\partial^{2}C}{\partial S^{2}}\right) S^{2} \sigma^{2} dt$$
 (5)

Na medida em que, em equilíbrio, dois substitutos perfeitos recebem a mesma taxa de retorno e como a nossa carteira H não tem risco, então sua taxa de retorno tem que ser igual a uma taxa de juro de mercado sem risco, r. Ou seja, em equilíbrio tem-se:

$$\frac{dV_H}{dt} = rdt \tag{6}$$

Substituindo, agora, (1) e (5) em (6), e reajustando os termos, tem-se a seguinte equação diferencial parcial, não estocástica, para o valor de uma opção européia de compra:

$$\frac{1}{2} \frac{\partial^{2}C}{\partial S^{2}} \sigma^{2} S^{2} + rS \frac{\partial C}{\partial S} - \frac{\partial C}{\partial t} - rC = 0 \quad (7)$$

A equação (7) possui, como restrição, pelo menos uma condição de contorno para solução:

$$C^* = Max \{ 0, S^* - X \}$$
 (8)

ou seja, no vencimento da opção, quando $t=t^*$ o seu preço tem de ser igual ao valor máximo obtido: ou a diferença entre o valor da ação e o preço de exercício, $S^* - X$, ou zero⁽⁸⁾.

Para solucionar (7) sujeita à condição

⁽⁷⁾ Para uma demonstração dessa propriedade, ver SANVICENTE (1983, p. 33).

⁽⁸⁾ Na verdade, a equação (8) representa uma condição de contorno — condição inicial — na dimensão do tempo. Tal restrição deveria, pela natureza da equação diferencial, ser completada com uma restrição de contorno na dimensão de S. Entretanto, como foi suposto que o preço da opção tem distribuição log—normal, o preço da ação—objeto, S, não pode ser zero. Assim, a condição C=O se S=0 Vt, pode ser ignorada.

(8), Black e Scholes (1973) observaram que (7) é a equação de transferência de calor, da Física, cuja solução já era conhecida. Assim sendo, a solução de (7) é a seguinte(9):

$$C = SN \left[\frac{Ln(S/X) + (r + \sigma^2/2)T}{\sigma \sqrt{T}} \right] - e^{-rT}XN \left[\frac{Ln(S/X) + (r - \sigma^2/2)T}{\sigma \sqrt{T}} \right]$$
(9)

onde $T = t^* - t$ é o período de tempo que falta para a data de vencimento da opção t^* , X é o preço de exercício, e $N\{.\}$ a probabilidade acumulada de uma variável com distribuição normal reduzida.

A equação de solução (9) pode ser reescrita na forma familiar de função explícita como:

$$C = C(S, X, T, \sigma^2, r), \tag{10}$$

com as seguintes propriedades:

$$\frac{\partial C}{\partial S} > o; \frac{\partial C}{\partial X} < o; \frac{\partial C}{\partial T} > o;$$

$$\frac{\partial C}{\partial a^2} > 0; \frac{\partial C}{\partial r} > 0$$

Dos efeitos parciais acima, os dois primeiros são bastante intuitivos, restando apenas comentar sobre os três últimos. Quanto maior for o tempo para o vencimento do contrato ou quanto maior a taxa de juros de mercado, menor será o valor presente do preço de exercício; conseqüentemente, tanto maior será o valor da opção. Finalmente, quanto maior a distância da data de exercício ou quanto maior for a variância de S, maior será a probabilidade de grandes variações no preço da ação durante a vida da opção. Já que o preço da opção de com-

pra não pode ser negativo, um intervalo maior de preços possíveis da ação-objeto aumenta o valor máximo da opção sem reduzir seu valor mínimo⁽¹⁰⁾.

1.3 Avaliação do Preço de Opções de Venda

Conforme apresentado no subitem 1.1 desta seção, uma opção européia de venda é um direito de vender uma mercadoria (um bem, um ativo financeiro ou um serviço) na data de vencimento do contrato ao preco de exercício. Aplicando o conceito ao mercado acionário implicará que, no vencimento, uma opção de venda valerá a diferença entre o preço de exercício e o preço da ação subjacente, ou zero, aquele que for maior. De acordo com Merton (1973), quando as taxas de captação e aplicação são iguais, então o preço de uma opção européia de venda, P(S, T; X), é igual ao valor de uma carteira composta por uma opção de compra (européia) com os mesmos termos da opção de venda, C(S, T; X), títulos de renda fixa (tipo letras do governo) com valor de face igual ao preço de exercício das opções, XB(T), e uma posição de venda (a descoberto) na ação-objeto, $S^{(11)}$.

Admitindo-se que não haja restrições sobre vendas a descoberto, que haja igualdade de taxas de captação e de empréstimos, e que os custos de transação sejam nulos, a posição da carteira acima pode ser revertida. Conseqüentemente, se os preços das opções de compra e venda não se mantiverem nesse relacionamento, oportunidades

⁽⁹⁾ Uma técnica de solução mais intuitiva, cujo resultado é idêntico ao apresentado em (9), e usa o conceito de estrutura de preferência dos agentes econômicos envolvendo risco é apresentada por SMITH (1978, p. 6-7). O mesmo é válido para a equação (13).

⁽¹⁰⁾ O "modelo" de Black e Scholes (1973), tal como foi apresentado, parece ser bastante restrito. Entretanto, é possível relaxar uma série de hipóteses, o que o torna bastante geral e robusto. Ver sobre isso em SMITH (1976 e 1978).

⁽¹¹⁾ Ver essa demonstração de equivalência em SMITH (1978, p. 9) ou SMITH (1976, p. 32). A essa relação dá-se o nome de put-call parity. B(T) representa o fator de valor presente ou EXP(-rT).

de arbitragem surgirão. Para evitá-las, o preço da opção de venda terá que ser:

$$P(S, T; X) = C(S, T; X) - S + XB(T)$$
 (11)

De acordo com as premissas de Black e Scholes (1973), B(T) = eXP(-rT). Em seguida, esses autores aplicam a equação (11) com a solução (9) para obter a solução para o preço da opção de venda do tipo europeu:

$$P = SN \left[\frac{Ln(S/X) + (r + \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}} \right] -$$

$$-Xe^{-rT}N \left[\frac{Ln(S/X) + (r - \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}} \right] -$$

$$-S + Xe^{-rT}$$
(12)

OU

$$P = -SN \left[\frac{-Ln(S/X) - (r + \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}} \right] + Xe^{-rt} N \left[\frac{-Ln(S/X) - (r - \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}} \right]$$
(13)

cujos símbolos já foram previamente definidos (ver nota 9).

Usando do mesmo recurso de reescrever (13) na forma familiar de função explícita, tem-se:

$$P = P(S, X, T, \sigma^2, r)$$
 (14)

onde

$$\frac{\partial P}{\partial S} + \frac{\partial C}{\partial S} - 1 < 0$$

$$\frac{\partial P}{\partial X} = \frac{\partial C}{\partial X} + e^{-rT} > 0$$

$$\frac{\partial P}{\partial T} = \frac{\partial C}{\partial T} - r X e^{-rT} \ge 0$$

$$\frac{\partial P}{\partial \sigma^2} = \frac{\partial C}{\partial \sigma^2} > 0$$

$$\frac{\partial P}{\partial r} = \frac{\partial C}{\partial r} - TXe^{-rT} < 0$$

Esses efeitos parciais apresentam, também, interpretações intuitivas. Assim, um aumento no preço da ação-objeto aumenta a probabilidade de esse preço se colocar acima do preço de exercício, forçando, portanto, uma queda no valor da opção de venda. Um aumento no preço de exercício aumenta a probabilidade de o preço da ação ficar abaixo do preço de exercício, o que aumenta o valor da opção. Com relação ao efeito parcial do tempo de maturação do contrato, tem-se dois resultados possíveis: um aumento de T retarda a operação de vencimento e reduz o valor presente do preco de exercício; esse efeito domina em situações nas quais a relação S/X é baixa. Por outro lado, um aumento de T aumenta a possibilidade de variação do preço da ação até o exercício, e esse efeito domina quando a relação S/X é alta. Um aumento na variância de S aumenta a dispersão dos preços da ação no exercício, aumentando a probabilidade de o preço da ação estar significativamente abaixo do preco de exercício. Claramente, isso também aumenta a probabilidade de preços acima do preço de exercício, mas o valor da opção de venda não pode ser menor que zero. Finalmente, um aumento na taxa de juros reduz o valor presente dos resultados da operação de exercício da opção de venda.

2. Preços mínimos como Opção de Venda com Valor de Exercício Estocástico

Na seção anterior, apresentou-se a metodologia básica de avaliação de opções de compra e venda aplicada ao mercado de ativos financeiros. Nesta seção, a metodologia se especializa na busca de um modelo de avaliação semelhante aos anteriores, respeitando, porém, as características peculiares de funcionamento dos mercados agrícolas, incluindo-se aí a institucionalização de programas de preços mínimos. Desta forma, pode-se fazer a conexão entre

as idéias expostas na seção anterior e a avaliação ex ante do valor de cada programa de preço mínimo.

Todo o desenvolvimento a seguir estará centrado no argumento econômico principal deste trabalho: o estabelecimento de programas de preços mínimos funciona como uma concessão de opção (européia) de venda aos produtores agrícolas, a custo zero. Sob tal concessão, cada unidade de produção poderá ser vendida — se o direito de opção for exercido — ao governo, ao preço mínimo preestabelecido, quando este preço exceder o preço de mercado⁽¹²⁾.

Tal argumento permite, em princípio, o uso da metodologia exposta na seção 1. Entretanto, essa aplicação requer diversas qualificações, dentre as quais serão destacadas as principais. Inicialmente, sabe-se que os preços mínimos são um instrumento de garantia e que o número físico de opções que o produtor dispõe é representado pela sua produção colhida. O primeiro problema surge porque, na fixação dos preços mínimos, ou seja, ex ante, que é o que interessa, a produção é incerta. Então, os preços mínimos passam efetivamente a ser uma garantia baseada num número incerto de opções de venda. Além disso, desde que as curvas de demanda sejam negativamente inclinadas, o número de opções implicitamente lançadas será negativamente correlacionado com a realização do preço de mercado do produto em causa.

Em função desses e de outros problemas, o modelo padrão de Black e Scholes (1973), visto na seção anterior, não é diretamente aplicável ao mercado agrícola. As transformações necessárias são apresentadas nos itens seguintes. O subitem 2.1 introduz o mercado agrícola de forma bastante simplificada. Uma metodologia de avaliação apropriada ao problema e desenvolvida por

Marcus e Modest (1982) é apresentada no subitem 2.2.

2.1 O Mercado Agrícola

Os mercados agrícolas são, em geral, modelados através de sistemas estocásticos envolvendo ofertas e demandas. Como uma primeira premissa simplificadora, o modelo que se desenvolverá nesta abordagem não considera os possíveis efeitos da resposta da produção à fixação dos preços mínimos; trata-se, portanto, de um modelo de equilíbrio parcial. Em consequência, a pergunta central deste trabalho será: condicionado ao comportamento dos agricultores, qual é o valor justo de mercado para os preços mínimos agrícolas, em tempos anteriores à realização da colheita?

Por outro lado, a demanda pela produção de um produto por ocasião da colheita, tempo T, é assumida como uma função declinante do preço de mercado, P(T). Além disso, a renda (ou riqueza) S será também admitida como outra variável que afeta a demanda. Neste caso, seguindo a sugestão de Marcus e Modest (1982), a renda pode ser convenientemente representada por um índice agregado de bolsa de valores⁽¹³⁾. Sendo este o caso, S captaria a dependência sofrida pela demanda da conjuntura econômica e poderia ser interpretado como um componente sistemático de flutuações dessa função.

Sendo Q_d a demanda de mercado por um produto agrícola qualquer, e impondo uma forma funcional que gere elasticidade-

⁽¹²⁾ Esse argumento foi inicialmente desenvolvido por Marcus e Modest, os quais desenvolveram o modelo usado neste trabalho e o aplicaram ao mercado agrícola dos EUA; ver MARCUS e MODEST (1982).

⁽¹³⁾ Conforme Marcus e Modest (1982) notam, a premissa do uso de um índice de ações como argumento da demanda torna possível a construção de uma carteira sem risco. Entretanto, a hipótese não é necessária no modelo, porque Black e Scholes (1973), Fisher (1978) e Constantinides (1978) mostraram que um sistema tipo CAPM pode ser usado em fórmulas de avaliação de opções, mesmo em situações onde se tem carteiras sem risco (MARCUS & MODEST, 1982, p. 15).

preço constante, tem-se, no tempo de colheita T:

$$Q_d(S, P) = KS^{\gamma} P^{-\eta}$$
 (15)

onde $\gamma > 0$, $\eta > 0$, e unidades de produção escolhidas tal que K=1; γ e η são elasticidades renda e preço da demanda respectivamente.

A decisão dos produtores sobre o quanto plantar presumivelmente depende da demanda esperada. Entretanto, no momento de plantio as variáveis S(T), P(T) e Q(T) são desconhecidas. Úma vez realizado o plantio, não é difícil supor que os produtores agrícolas tenham pouco controle sobre a produção final. Por exemplo, pode-se admitir que a produção por área seja primariamente determinada por fatores exógenos, independentes do preço.

Na ausência de preços mínimos, o mercado estaria equilibrado, na colheita, ao preço

$$P = S^{\frac{\gamma}{\eta}} Q^{\frac{-1}{\eta}}$$
 (16)

o qual geraria uma renda ao preço de equilíbrio de

$$PQ = S^{\frac{\gamma}{\eta}} \qquad Q^{\frac{\eta_{-1}}{\eta}} \tag{17}$$

Por outro lado, se o produto em causa estivesse sujeito a um regime de preço mínimo garantido \bar{P} , então a equação (17) se transformaria em

$$Max \left[S^{\frac{\gamma}{\eta}} \quad Q^{\frac{\eta-1}{\eta}} \tilde{P}Q \right]$$
 (18)

Para se obter o valor justo *ex ante* para os preços mínimos, será necessário calcular os preços para os quais os direitos sobre os fluxos de renda (17) e (18) seriam vendidos em um mercado financeiro competitivo. O valor justo de mercado para os preços mínimos será a diferença entre os valores de (17) e de (18).

A política de preços mínimos é muito antiga e na sua trajetória pelo tempo já passou

por diversas modificações. Atualmente, o governo conta com dois instrumentos básicos à sua disposição: Empréstimos do Governo Federal (EGF) e as Aquisições do Governo Federal (AGF)⁽¹⁴⁾.

Com os EGF concedidos a produtores, cooperativas, beneficiadores e indústrias, o governo financia a estocagem da produção até a entressafra. Esses estoques, avaliados de acordo com o preço mínimo da safra, funcionam como penhor do financiamento (gráfico 1.a). Caso o produtor não consiga, no mercado, preços superiores ao mínimo – além dos encargos financeiros do EGF e custos de estocagem – pode, simplesmente, entregar a safra penhorada ao governo. E, nesse caso, o EGF transforma-se em AGF.

Por outro lado, através dos AGF, que é um instrumento de intervenção direta, o governo entra no mercado comprando (se necessário), a fim de conduzir o preço de equilíbrio ao preço mínimo (gráfico 1.b).

Conforme se pode observar, sob ambos os instrumentos é sempre assegurado aos portadores (titulares) de opções de venda o direito de exercê-las, ou não, no vencimento do contrato. Isto é, na safra (AGF), ou dentro de um período pós-safra, sempre que os preços de mercado forem inferiores aos preços mínimos.

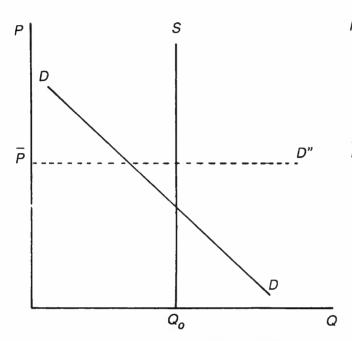
É claro que pelo sistema EGF o período de contrato pode ser dilatado até a entressafra. Entretanto, essa diferença não será levada em conta nesta primeira abordagem. A hipótese de trabalho aqui formulada é a de que o vencimento do "contrato" de preços mínimos ocorre na safra⁽¹⁵⁾. Essa hipótese,

⁽¹⁴⁾ A Companhia de Financiamento da Produção (CFP) tem uma boa documentação histórica, analítica e conjuntural sobre preços mínimos no Brasil. Algumas dessas publicações estão citadas na bibliografia.

⁽¹⁵⁾ Esse tipo de hipótese evita outras complicações que exigem uma investigação mais ampla relacionada com o mecanismo de EGF.

GRÁFICO 1

(a) EGF Sistema de Financiamento

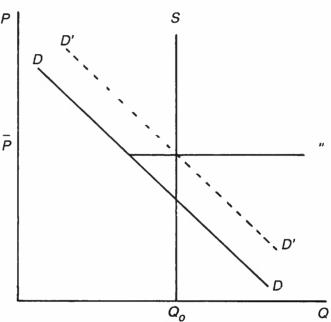


em princípio, não parece tão restritiva, na medida em que deficiências na execução dos pagamentos (com AGF ou EGF) e o efeito depressivo da inflação têm forçado os agricultores a liquidarem seus negócios na época de safra, a preços mínimos ou até abaixo deles.

De acordo com o gráfico 1, o mecanismo de intervenção é irrelevante para os produtores. Sob quaisquer dos dois sistemas, a curva de demanda inversa é efetivamente

$$P = Max \left(S \frac{\gamma}{\eta} Q \frac{-1}{\eta} \bar{P} \right) \tag{19}$$

e, em conseqüência, sob ambos os instrumentos, os produtores realizarão vendas (b) AGF Sistema de Intervenção



idênticas e terão planos idênticos de producão⁽¹⁶⁾.

2.2 Modelo de Avaliação

A exposição que se faz neste subitem segue de perto as idéias de Marcus e Modest (1982), as quais aplicam análise de avaliação de ativos financeiros sob condições de incerteza, cuja autoria pioneira pertence a Black e Scholes (1973) e Merton (1973). Utilizando esse instrumental, Marcus e Modest mostram que os preços mínimos equivalem a uma opção de venda com o valor aleatório de exercício. A fórmula fornece o valor ex ante dos preços mínimos. Este é o acréscimo de valor, atribuível ao preço mínimo, ao valor que um mercado financeiro

Sob esse sistema, não só o período de contrato muda, como também pode mudar o tipo de opção, o qual poderá se transformar de opção européia em opção americana. Essa distinção é relevante na medida em que: i) o peso relativo dos EGF no programa de preços mínimos aumente muito; ii) as condições de estocagem do setor privado, incluindo a flexibilidade de tempo, prevaleçam em relação às do setor público; iii) a opção americana vale mais que a opção européia em face da liberdade adicional de ação que confere ao seu titular (SANVICENTE, 1983, p. 3).

⁽¹⁶⁾ Na realidade, o sistema optado (AGF ou EGF) afeta a fração da colheita diretamente adquirida pelos consumidores e os gastos do governo; entretanto, isto pode ser tratado como meras transferências entre consumidores e governo, e não afetam o valor da produção. Similarmente, do ponto de vista de política econômica, a variável crucial é o valor total transferido para o setor agrícola, independentemente se por AGF ou por preços de mercado mais altos.

competitivo requereria pelos direitos a uma renda gerada por uma colheita de volume aleatório (MARCUS & MODEST, 1982).

Admita-se que os produtos agrícolas, sob regime de preços mínimos, sejam também negociados em mercados futuros, via contratos para entrega física no tempo de colheita. Chamando de F os preços futuros associados a esse contrato e assumindo que tanto F como S sejam contínuos no tempo e obedeçam a um processo estocástico de difusão de tipo Itô (ver Nota 5), temse:

$$dF = \mu_F F dt + \sigma_F dZ_F$$

$$dS = \mu_S S dt + \sigma_S dZ_S$$
(20)

onde μ e σ são taxas esperadas instantâneas de crescimento e desvios-padrão instantâneos, respectivamente de F e de S; dZ_F e dZ_S são variáveis aleatórias com distribuição normal reduzida, ou seja, dZ_j $\sim N(0;1), j=F, S^{(17)}$.

Seja V(F, S, t) o valor dos direitos sobre a receita do agricultor no tempo t, sendo t < T. De acordo com Merton (1973), considerar-se-á uma carteira composta de: V, direitos sobre a renda do agricultor; V_S , posições vendidas a descoberto no índice de ações; V_F , contratos futuros vendidos a descoberto e, por fim, uma posição devedora de V- SV_S , à taxa de juros sem risco. Seja H a carteira; a variação no valor dessa carteira sem risco, dH, será:

$$dH = dV - V_S \, dS - V_F \, dF - r(V - SV_S) dt$$

onde r representa a taxa de juros sem risco. Pode-se agora usar o Lema de Itô e as equações (20) para obter dV (ver Nota 5). De acordo com o exposto na seção anterior, e denotando como coeficiente de correlação entre dZ_F e dZ_S , tem-se:

$$\frac{dH}{dt} = \frac{1}{2} \frac{\partial^{2}V}{\partial F^{2}} F^{2} \sigma_{F}^{2} + \frac{1}{2} \frac{\partial^{2}V}{\partial S^{2}} S^{2} \sigma_{S}^{2} + \frac{\partial^{2}V}{\partial S \partial F} SF\sigma_{F} \sigma_{S} \rho + \frac{\partial^{2}V}{\partial S \partial F} -r V + \frac{\partial^{2}V}{\partial S} rS = 0 \quad (21)$$

Pode-se notar que os preços da carteira foram escolhidos de maneira tal que a variação no seu valor seja nula (ver Nota 13). Vale também notar que o valor total da carteira subjacente a (21) é zero. Como ela não tem risco e não requer investimento inicial, deve receber um retorno nulo para evitar oportunidades de arbitragem, razão pela qual dH/dt=0.

A expressão (21) é uma equação diferencial parcial que precisa ser satisfeita pela fórmula de avaliação V(F, S, t). As condições de contorno são fornecidas pelas equações (17) e (18), na ausência de preços mínimos e na presença deles, respectivamente. Essas condições podem ser expressas em função das variáveis de estado, substituindo-se (15) em (17) e (18) e, observando-se que os preços futuros têm que se igualar aos preços à vista no vencimento dos contratos futuros, $P(T) = F(T)^{(18)}$. Re-

⁽¹⁷⁾ De acordo com Marcus e Modest (1982, p. 16), a metodologia em desenvolvimento pode ser generalizada para processos mistos de difusão, e a invariabilidade dos σ com respeito ao tempo é admitida por simples conveniência. Por outro lado, dada a natureza do problema proposto, teria sido mais sensato tratar Q e S como variável de estado de sistema; neste caso, F teria solução endógena. Entretanto, é matematicamente equivalente e operacionalmente mais simples descrever os equilíbrios de mercado em termos de F e S porque F é observável em t < T; ver MARCUS & MODEST (1982, p. 4-5).</p>

⁽¹⁸⁾ Como Marcus e Modest (1982) comentam, a substituição proposta não é possível sob o sistema de intervenção tipo AGF. Neste esquema, o preço de equilíbrio é independente da quantidade de produção demandada em "excesso" pelo governo ao preço \bar{P} . Como o relacionamento um—para—um entre P e Q é perdido, o modelo não pode mais ser resol-

escrevendo então as condições de contorno em cada caso, tem-se:

a) Sem preço mínimo

$$V(F, S, t) = S(T)^{\gamma} F^{1-\eta}$$
 (22a)

b) Com preço mínimo

$$V(F, S, t) = Max \left\{ S(T)^{\gamma} F(T)^{1-\eta}, \right.$$

$$\left. \vec{P}S(T)^{\gamma} F(T)^{-\eta} \right\}$$
(22b)

Resolvendo-se a equação (21) para *V(F, S, t)*, sujeita às restrições de contorno do caso, gera-se as seguintes equações:

a) Sem preço mínimo

$$V(F, S, t) = e^{(g-r) \theta} S^{\gamma} F^{1-\eta}$$
 (23a)

b) Com preço mínimo

$$V(F, S, t) =$$
= $e^{(g-r)\theta} S^{\gamma} F^{1-\eta} N(D_1) +$
+ $e^{(m-r)\theta} \bar{P}SF^{-\eta} \{1-N(D_2)\}$ (23b)

onde

$$\theta = T - t$$

$$g = \gamma r + \frac{1}{2} \gamma (r - 1) \sigma_S^2$$

$$+ \frac{1}{2} \eta (1 - \eta) \sigma_F^2$$

$$+ \gamma (1 - \eta) \sigma_S \sigma_F \rho$$

$$m = \gamma r + \frac{1}{2} \gamma (r - 1) \sigma_S^2 + \frac{1}{2} \sigma_S^2 \sigma_S^2 \rho$$

$$+\frac{1}{2}$$
 $\eta(1+\eta)\sigma_F^2 - \gamma\eta\sigma_S\sigma_F^2\rho$

$$h = g - m = -\eta \sigma_F^2 + \gamma \sigma_S \sigma_F \rho$$

$$D_1 = \frac{\ln(F/\bar{P}) + (h + \frac{1}{2}\sigma_F^2)\theta}{\sigma_F \sqrt{\theta}}$$

$$D_2 = D_1 - \sigma_F \sqrt{\theta}$$

sendo θ o período de tempo que resta para a safra, e D(j) — com J=1,2 — a probabilidade acumulada de uma variável aleatória com distribuição normal reduzida, ou seja

$$N(D_j) = \int_{0}^{D_j} n(D_j) dD_j,$$

onde $n(D_i)$ é a função densidade de probabilidade de D_i , com $D_i \sim N(0,1)$, para j=1,2.

De acordo com esses autores, as equações (23a) e (23b) representam os preços pelos quais os direitos sobre a renda da colheita seriam vendidos, a fim de que não houvesse oportunidades para arbitragem (MERTON, 1977; MARCUS & MODEST, 1982). Conseqüentemente, subtraindo-se (23a) de (23b) obtém-se W, ou seja, o valor justo do sistema de preços mínimos, o qual representa um acréscimo no valor da colheita atribuível ao próprio programa de fixação de preços pelo governo.

$$W(S,F,t) = e^{(g-r)\theta} S^{\gamma} F^{1-\eta} \left\{ N(D_1) - 1 \right\} + e^{(m-r)\theta} \bar{P} S^{\gamma} F^{-\eta} \left\{ 1 - N(D_2) \right\}$$
(24)

A equação (24) não é, por si só, ilustrativa. Torna-se, assim, necessário tecer alguns comentários para simplificar sua interpretação. Sejam

$$V_o = e^{(g-r)} {\theta \choose S}^{\gamma} F^{1-\eta}$$
 (25)

$$V_1 = e^{(g-r)\theta} \bar{P}S^{\gamma}F^{-\eta}$$
 (26)

Pela equação (23a), V_o é o valor atual, no

vido por P e S. Pode-se, entretanto, obter a fórmula de avaliação tratando S e Q como variável de estado. Por razões empíricas (ver Nota 17) S e F são tratadas como variáveis de estado.

tempo t, dos direitos sobre a renda P(T) Q(t) que se realizará em T. isto é, V_o é o valor atual da safra. Similarmente, V_1 é o valor presente dos direitos sobre a renda $\bar{P}Q(T)$, ou seja, é o valor da colheita aos preços mínimos. Substituindo (25) e (26) em (24) e rearranjando os termos, tem-se:

$$W(F,S,t) = V_o N(d_1) - V_1 N(d_2) - (V_o - V_1)$$
(27)

onde
$$d_1 = \frac{\ln(V_O/V_1) + \frac{1}{2}\sigma_F^2 \theta}{\sigma_F \sqrt{\theta}} = D_1$$
$$d_2 = d_1 - \sigma_F \sqrt{\theta} = D_2$$

A equação (27) pode ser interpretada como uma modificação da fórmula de Black-Scholes para avaliação de uma opção européia de venda, onde o valor do ativo subjacente é V_0 e o valor presente do preço de exercício é V_1 . Compare-se (27) com (12), por exemplo). Em conseqüência, os preços mínimos agrícolas podem ser interpretados como opções de venda sobre o valor de uma colheita com preço de exercício aleatório, igual à renda que essa colheita obteria ao preço mínimo (MARCUS & MODEST, 1982, p. 8).

Pode-se simplificar ainda mais esses resultados de estática comparativa dividindo-se (24) por (23a), obtendo-se, portanto, o incremento em porcentagem do valor da colheita, atribuível ao preço mínimo fixado, denotado w(F,S,t):

$$w(F,S,t) = N(D_1) - \frac{1 + e^{-h\theta} (\bar{P}/F) \{ (1-N(D_2) \}}{(28)}$$

As propriedades de estática comparativa da fórmula de avaliação (28) são muito mais complexas do que aquelas obtidas na seção anterior, devido a *h* depender de inúmeros parâmetros. Mesmo assim, Marcus e Mo-

dest (1982) oferecem alguns esclarecimentos sobre os resultados abaixo.

$$\frac{\partial w}{\partial \bar{F}} > 0 ; \frac{\partial w}{\partial F} < 0;$$

$$\frac{\partial w}{\partial \sigma_F} \geq 0 ; \frac{\partial w}{\partial \theta} \geq 0$$

Conforme se observa, os dois primeiros resultados parciais são intuitivos. Uma elevação nos preços mínimos ceteris paribus acarreta um aumento no valor iusto desses preços; um aumento nos preços futuros, tudo o mais constante, provoca uma redução no valor dos preços mínimos. Por outro lado, um aumento na variância dos preços futuros deveria causar um aumento no valor dos preços mínimos, como na fórmula padrão de Black e Scholes. Entretanto, esse resultado só seria consistente se $dh/d\sigma_F = 0$. Para valores altos de $\gamma \sigma_S \sigma_F \rho$ o valor da terceira derivada pode, de fato, cair com o aumento de o_F. A intuição, sugerida por Marcus e Modest (1982), é de que V_o varie quando σ _F varia. Diante desta complicação, nada se pode afirmar. O último resultado é compatível com o modelo padrão de Black e Scholes. Um aumento no tempo de vigência do programa de preços mínimos reduz o valor presente desses mesmos preços, mas também aumenta esse valor devido ao aumento da probabilidade de preços de mercado acima dos preços mínimos. O resultado líquido é, portanto, ambíguo.

3. Resultados de Simulação

Esta seção apresenta e analisa os resultados da aplicação da metodologia de Marcus e Modest, exposta na seção anterior, a dados do mercado agrícola brasileiro. Conforme já mencionado na introdução, trata-se de um primeiro esforço de pesquisa na área, que fica condicionado a uma série de hipóteses de trabalho, além das premissas convencionais da metodologia utilizada.

Para se avaliar em que extensão a presença dos preços mínimos pode afetar *ex ante* o valor de safra (objetivo desta pesqui-

sa), selecionou-se quatro produtos que estão sob o programa: soja em grãos, milho, trigo e algodão. O critério de seleção seguiu, por um lado, a disponibilidade de dados e parâmetros de mercado e, por outro, a tentativa de tomar pelo menos um produto representativo das categorias dos Prioritários (milho), de Exportação (soja e algodão) e de Importação (trigo).

Embora o trigo não esteja no programa de precos mínimos, sua inclusão neste trabalho tem apenas o interesse em criar um referencial analítico através das estimativas do custo potencial do programa especial de preços do trigo, caso o produto fosse livremente negociado no mercado. Como o governo vem, ultimamente, sustentando a decisão de retirar o sistema dos subsídios, o referencial analítico proposto passa a ter utilidade. Uma vez eliminados os subsídios, mantendo-se um preço mínimo ao produtor de trigo, a metodologia sugerida por este trabalho permitirá avaliar qual será a poupanca líquida ex ante de transferência de recursos ao setor, derivada do corte dos subsídios.

A quase total ausência de mercados futuros para produtos agrícolas no Brasil forçou o uso de uma primeira hipótese de trabalho, qual seja, o uso de cotações de mercados futuros dos EUA para funcionarem como preços futuros no Brasil, após os ajustamentos necessários. Dependendo do produto agrícola, esta hipótese poderia ser considerada forte. Entretanto, os produtos em análise apresentam preços domésticos muito próximos das cotações à vista do mercado internacional e, como se sabe, os mercados futuros de mercadorias costumam se guiar pelos mercados *spot* (19).

Uma segunda premissa de trabalho que pode ser relaxada mais facilmente do que a

ausência de mercados futuros foi a aceitação, pura e simples, de coeficientes de elasticidade preço e renda já publicados em outros trabalhos. Esses parâmetros de mercado não são estáticos e, portanto, sofrem variações no tempo. Diversos desses coeficientes usados já devem estar defasados pelo tempo em que foram publicados. Além disso, e sem mencionar a falta de rigor econométrico de alguns trabalhos, algumas estimativas desses parâmetros não satisfizeram à premissa da forma funcional teórica (15), da seção anterior.

Mesmo diante dessas restrições, estimativas razoáveis dos parâmetros da equação (28) poderão oferecer indicações sobre o efeito *ex ante* dos preços mínimos sobre o valor da safra. A equação (28), selecionada para os cálculos deste trabalho, é representada nesta seção com novo número, para facilitar um maior detalhamento sobre seu uso empírico. Em relação à equação (24), a fórmula utilizada apresenta a vantagem de eliminar uma das variáveis subjacentes, qual seja, a taxa de juros sem risco⁽²⁰⁾.

Conforme já visto, w(F,S,t) computa o incremento percentual, *ex ante*, do valor da colheita de um produto, incremento esse atribuível à fixação de seu preço mínimo

$$w(F,S,t) = N(D_1)$$

-1+ $e^{-h\theta} (\bar{P}/F) \{1-N(D_2)\}$ (29)

sendo

$$D_1 = \frac{\ln(F/\bar{P}) + (h + \frac{1}{2}\sigma_F)\theta}{\sigma_F\sqrt{\theta}}$$

$$D_2 = D_1 - \sigma_F \sqrt{\theta}$$

$$h = -\eta \sigma^2_F + \gamma^0_F \sigma_S \rho_{F,S}$$

⁽¹⁹⁾ Ver a esse respeito KOLB (1985, p. 33-41). No caso do feijão, por exemplo, que tem pouca ou nenhuma representação em bolsas estrangeiras de futuros, a utilização da hipótese talvez forçasse demais os resultados.

⁽²⁰⁾ A escolha da taxa de juros sem risco não é tão simples quanto parece. Sobre isso, ver BLACK (1975, p. 41).

onde

- Ś(t) é um indicador de renda. Seguindo sugestão de Marcus e Modest (1982), está aqui representado pelo Índice Bovespa, cuja amostra mensal cotações do último pregão de cada mês vai de 04/80 a 03/85;
- F(t) são cotações de contratos futuros, com vencimentos em abril de 1986, na Chicago Board of Trade, dos produtos selecionados; as amostras têm o mesmo tamanho da do Índice Bovespa;
- t é o tempo atual e T o período de safra; logo $\theta = T - t$ é o tempo que resta para ocorrer a safra;
- N() é a probabilidade normal acumulada;
 P (t) é o preço mínimo garantido pelo governo. Esse preço é, periodicamente, corrigido pela inflação até o anúncio do preço mínimo final;
- dZ_S taxas de retorno do Índice, aproximadas no campo discreto: $dZ_S\cong\Delta S;$
- dZ_F taxas de retorno das cotações futuras dos produtos selecionados, aproximadas no campo discreto: $dZ_F \cong \Delta F$;
- σ_S é o desvio-padrão das taxas de retorno do índice Bovespa;
- é o desvio-padrão das taxas de retorno das cotações futuras dos produtos selecionados;
- $\rho_{F,S}$ é o coeficiente de correlação entre $dZ_F e dZ_S$;
- é o coeficiente de elasticidade-preço da demanda de cada um dos produtos selecionados;
- γ é o coeficiente de elasticidade-renda da demanda de cada um dos produtos selecionados.

A tabela 1 expõe estimativas e parâmetros de mercado que compõem a equação (29). A primeira coluna da tabela apresenta, além do indicador do nível de atividade (índice), os produtos selecionados sob duas designações, (N) e (R). No primeiro caso, as cotações dos mercados futuros dos produtos foram tomadas nominalmente nas Bol-

sas correspondentes de Futuros dos EUA. No segundo caso, as mesmas cotações foram deflacionadas por um índice de preços dos EUA⁽²¹⁾. Obviamente as taxas de retorno, nesse caso, diferem das do primeiro caso, assim como as médias e variâncias dessas taxas. Quanto ao índice Bovespa, suas taxas de retorno foram calculadas da série nominal⁽²²⁾. Todas as séries que geraram os parâmetros das duas primeiras colunas do corpo da tabela 1 são mensais, de abril/80 a março/85, portanto, com amostras de 56 casos.

As duas colunas seguintes apresentam o erro padrão das taxas de retorno (σ_i) e o coeficiente de correlação dessas taxas com as taxas de retorno do índice (ρ_i), em cada caso. Na quarta coluna estão organizados os coeficientes de elasticidade-preço da demanda pelos produtos selecionados, os quais foram coletados na literatura. Na coluna seguinte, encontram-se os coeficientes de elasticidade-renda, também colhidos na literatura. Finalmente, na última coluna estão as indicações bibliográficas respectivas aos coeficientes de elasticidade.

Os resultados da aplicação dos dados da tabela 1 à fórmula (29) estão nas tabelas 2 a 5. Todas as tabelas foram construídas para englobar várias situações e hipóteses, simultaneamente. Os números no corpo das tabelas diferem, inicialmente, por duas si-

⁽²¹⁾ O Indice utilizado foi o Consumer Price Index (CPI), 1977=100, *Monthly Labor Review* (1981-1985).

⁽²²⁾ O propósito de proceder às estimações com valores nominais e "reais" foi o de poder observar até que ponto a inflação americana poderia estar afetando os resultados. Não se optou por deflacionar os preços futuros pela inflação brasileira porque isso pressuporia a hipótese de que o índice de inflação escolhido afetaria igualmente a ambos os mercados, bolsa brasileira e mercados futuros americanos. Nesse caso, a questão seria a escolha de um modelo que determinasse qual índice de inflação seria mais apropriado. Na impossibilidade disso, foi preferível trabalhar com ambos os valores nominais (caso N) e, somente retirar a inflação americana para observação (caso R).

TABELA 1

ESTATÍSTICAS PRELIMINARES PARA O CÁLCULO DO VALOR EX ANTE DOS PREÇOS MÍNIMOS⁽¹⁾

Produtos	Desvio- Padrão	Correlação	Elasticidade-Preço $(\eta_{\dot{m{i}}})$			Elast Renda	Fontes
11000103	(σ_i)	(ρ_i)				(γ_i)	. 0.1.00
Soja <i>(N)</i>	0,121193	-0,025856	-0,834; -4,17;	-1,3754; -6,99	-3,9833	1,7	CARMO (1977)
Soja (R)	0,122225	-0,04339					
Trigo (N)	0,110144	-0,094645	-0,486;	-0,220;	-0,70	0,27	NOGUEIRA & BRANDT (1976)
Trigo <i>(R)</i>	0,110878	-0,075392					
Milho (N)	0,101882	-0,012068	-0,58;	-0,90		1,33; 0,8	SCHUH & ARAÚJO (1983) NOGUEIRA & BRANDT (1976)
Milho (R)	0,106824	-0,032601					
Algodão (N) Algodão (R)	0,103364 0,110076	-0,01087 0,025852	-0,1457;	-0,3490		0,547	KIRSTEN (1977 a e b)
Índice	0,154952	_		-		-	BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO (vários números)

Nota: (1) O leitor interessado na obtenção dos cálculos originais de estimação das estatísticas $\sigma_i e \rho_i$ poderá solicitá-los ao autor.

tuações distintas: assumiu-se cinco situações para o relativo de preços \bar{P}/F , cuja diferença entre eles é de 0,1; em seguida, variou-se o período de tempo restante para as safras, de 3 a 12 meses. Por outro lado, para cada nível de \bar{P}/F o cálculo desdobrou-se em dois, a fim de que introduzisse o caso dos preços futuros deflacionados (R_i) em conjunto com o caso dos preços futuros nominais (N_i) . Finalmente, para cada uma dessas situações e para cada período de tempo restante para safra, permitiu-se a elasticidade-preço variar de acordo com os números da tabela $1^{(23)}$.

Os preços futuros podem ser interpretados como predições, com correção para riscos, das cotações futuras do preço à vista. Segundo Bodie e Rosansky (1980) o valor do risco é, empiricamente, bastante reduzido para a grande maioria das mercadorias agrícolas. Esta evidência sugere que os preços futuros sejam previsões não viesadas para os preços à vista. Assim sendo, o evento no qual $\overline{P}/F=1$ significaria que o governo garante um preço mínimo, ao agricultor, igual ao preço esperado de equilíbrio de mercado.

Iniciando a análise pelo referencial analítico de $\bar{P}/F=1$, observa-se nas tabelas dos produtos selecionados que, quando o governo garante um preço mínimo igual ao preço esperado de mercado, os acréscimos sofridos pelo valor da safra variam de: 2,5 a 12% para soja em grãos, 2 a 4,5% para algodão, 2 a 4,4% para milho e 2 a 4,9% no caso potencial do trigo, assumindo-se, é óbvio, diferentes elasticidades-preço de demanda e períodos distintos para colheita.

É interessante observar que o subsídio implícito no preço mínimo, que é o gerador dos acréscimos percentuais das tabelas, será tanto maior: a) quanto mais cedo os

⁽²³⁾ Os cálculos das tabelas 2 a 5 foram processados por programa específico em Basic.

TABELA 2

ACRÉSCIMOS PERCENTUAIS DO VALOR DA SAFRA DE SOJA
ATRIBUÍVEIS AO PREÇO MÍNIMO
(PARA VÁRIOS NÍVEIS DE PIF E PRAZOS PARA SAFRA)

θ_{i}	(1)	P/F	=0,8	P/F	=0,9	P/F	=1	₽Æ	=1.1	P.	/F=1.2
'i	ηj	F Nominal	<i>F</i> Real	F Nominal	F Real	<i>F</i> Nominal	<i>F</i> Real	F Nominal	<i>F</i> Real	F Nominal	<i>F</i> Real
	η ₁	1,55E-6	1,25E-6	1,09Ę-3	1,00E-3	0,0256	0,0276	0,1085	0,10508	0,2050	0,20891
S	η2	4,70E-6	4,20E-6	0,00119	1,09E-3	0,02779	0,02691	0,10908	0,10721	0,20634	0,20661
3 meses	η3	5,25E-6	5,84E-6	1,48E-3	1,60E-3	0,03148	0,03566	0,11570	0,11699	0,21670	0,21665
ზ	η4	6,33E-6	7,10E-6	1,68E-3	1,76E-3	0,03486	0,03295	0,11713	0,11836	0,21881	0,21928
	^η 5	2,54E-5	3,21E-5	2,53E-3	2,52E-3	0,04135	0,03995	0,12930	0,12997	0,23146	0,23217
	^η 1	1,05E-4	1,68E-4	5,84E-3	3,97E-3	0,0394	0,03561	0,1113	0,11368	0,2085	0,20855
ý	η ₂	2,13E-4	2,60E-4	6,41E-3	6,56E-3	0,04031	0,04186	0,11713	0,11569	0,21294	0,24383
meses	73	4,25E-4	4,54E-4	9,18E-3	0,00651	0,05162	0,04819	0,13371	0,13447	0,23319	0,23353
E 9	74	4,71E-4	4,88E-4	9,93E-3	7,48E-3	0,05438	0,05112	0,13812	0,13760	0,23787	0,23884
	75	6,62E-4	9,11E-4	0,01493	0,01520	0,06932	0,07018	0,16052	0,16074	0,26372	0,26549
	η ₁	5,09E-4	5,08E-4	7,21E-3	0,011234	0,0432	0,04554	0,1188	0,11371	0,2129	0,21371
S	η ₂	5,68E-4	5,40E-4	0,01234	9,82E-3	0,04870	0,05307	0,12944	0,12766	0,22073	0,22081
9 meses	η ₃	1,99E-3	1,20E-3	0,01498	0,01854	0,06821	0,06517	0,14949	0,15062	0,24976	0,25157
E	ñ4	1,44E-3	2,38E-3	0,01998	0,02033	0,06155	0,06992	0,15611	0,15737	0,25758	0,25945
•	^η 5	0,00297	3,06E-3	0,03090	0,03169	0,09368	0,09517	0,19057	0,19251	0,29728	0,29947
	η ₁	0,0018	1,75E-6	0,0146	0,01467	0,0551	0,0552	0,1271	0,12781	0,2186	0,22074
S	η ₂	2,57E-3	2,95E-3	0,01638	0,01658	0,05975	0,06019	0,13458	0,13545	0,21986	0,22904
шеѕеѕ	η ₃	0,00395	0,00355	0,02567	0,02620	0,08161	0,08267	0,16731	0,16882	0,26743	0,26916
S =	η ₄	0,00453	6,35E-3	0,02871	0,02919	0,08794	0,08907	0,17624	0,17794	0,27567	0,27993
_	^η 5	9,43E-3	9,81E-3	0,05084	0,04802	0,12267	0,12762	0,22265	0,22652	0,33118	0,33459

Nota: (1) $\eta_1 = -0.834$, $\eta_2 = -1.3754$, $\eta_3 = -3.9833$, $\eta_4 = -4.17$, $\eta_5 = -6.99$ e $\gamma = 1.77$ fixo para todos os cálculos.

preços mínimos forem anunciados ao produtor, em relação à safra; b) quanto maior for esse preço mínimo em relação ao preço futuro (ou em relação à expectativa dos produtores sobre os preços efetivos nó futuro) ou; c) quanto maior for a elasticidade-preço do produto analisado. Por outro lado, notase também que não houve diferenças significativas entre os resultados de preços futuros nominais e "reais".

Um outro resultado interessante diz respeito aos custos de produção agrícola e às reivindicações das lideranças rurais. Em muitas oportunidades, quando da fixação anual dos preços mínimos, costuma haver sugestões de fixá-los no nível de paridade,

ou próximo disso⁽²⁴⁾. Essa solicitação das lideranças rurais é muito natural, sendo freqüentemente baseada em planilhas de custo que exibem acréscimos nos insumos agrícolas derivados do processo inflacionário. A recente inovação do Conselho Monetário Nacional de proceder a correções anuais dos preços mínimos na base de 80% do Índice de Preços Pagos pelo Agricultor (IPP) é uma tentativa de aproximação à parida-

⁽²⁴⁾ Preço agrícola ao nível de paridade, ou preço "justo", é conceituado como o preço que manteria o poder de compra com relação aos preços pagos pelo agricultor, em um período base; maiores detalhes, ver BUSE & BROM-LEY (1975, p. 362-64).

TABELA 3

ACRÉSCIMOS PERCENTUAIS DO VALOR DA SAFRA DE ALGODÃO
ATRIBUÍVEIS AO PREÇO MÍNIMO
(PARA VÁRIOS NÍVEIS DE P/F E PRAZOS PARA SAFRA)

(1)				P/F=0,9		P/F=1		P/F=1,1		P/F=1,2	
θi ——	i "j	<i>F</i> Nominal	F Real	<i>F</i> Nominal	F Real	F Nominal	<i>F</i> Real	F Nominal	<i>F</i> Real	F Nominal	<i>F</i> Real
3 meses	^η 1	6,01E-5 6,02E-5	8,39E-5 6,02E-5	8,30E-4 7,89E-4	2,48E-4 8,42E-4	0,02021 0,02494	0,02018 0,02517	0,10093 0,10228	0,10093 0,10153	0,20050 0,20115	0,20043 0,20113
е шеѕеѕ	η1 η2	5,08E-5 4,16E-5	5,89E-5 5,87E-5	3,33E-3 2,06E-3	3,30E-4 1,94E-3	0,03233 0,02890	0,3227 0,02887	0,10378 0,10660	0,10359 0,10648	0,20539 0,20261	0,20096 0,20249
9 meses	^η 1	1,37E-4 4,79E-5	1,87E-4 4,01E-4	5,30E-3 5,48E-3	7,22E-3 5,42E-3	0,03655 0,03743	0,03650 0,04138	0,10815 0,10985	0,10801 0,10971	0,20170 0,20421	0,20200 0,20404
12 meses 9	^η 1 ^η 2	3,64E-4 4,18E-4	4,83E-4 4,25E-4	7,34E-3 7,68E-3	7,30E-3 0,01011	0,04477 0,04195	0,04464 0,04589	0,11101 0,11314	0,11363 0,11297	0,20340 0,20591	0,20411 0,2672

Nota: (1) $\eta_1 = -0,1457; \eta_2 = -0,3490, e \gamma = 0,574$ fixo para todos os cálculos.

TABELA 4

ACRÉSCIMOS PERCENTUAIS DO VALOR DA SAFRA DE MILHO
ATRIBUÍVEIS AO PREÇO MÍNIMO
(PARA VÁRIOS NÍVEIS DE PIF E PRAZOS PARA SAFRA)

(1)			=0,8	P/F:	=0,9	0,9 P/F=1		P/F	=1,1	P/F=1,2	
θ _ί	i "j	F	F	F	<i>F</i>	<i>F</i>	<i>F</i>	F	<i>F</i>	F	<i>F</i>
		Nominal	Real								
3 meses	^η 1	6,04E-5 6,03E-5	6,05E-5 6,04E-5	3,54E-4 3,11E-4	2,99E-4 2,08E-4	0,02116 0,02873	0,02532 0,02076	0,10313 0,10374	0,10421 0,10323	0,20286 0,20189	0,20323 0,2022
6 meses	^η 1	4,72E-5	6,77E-5	2,18E-3	2,22E-3	0,03037	0,03472	0,10775	0,10837	0,20579	0,20645
	^η 2	3,10E-5	6,03E-6	2,15E-3	2,10E-3	0,03357	0,03387	0,10610	0,10833	0,20353	0,20463
9 meses	η ₁	2,06E-4	2,12E-4	3,88E-3	6,01E-3	0,03572	0,04014	0,11385	0,11477	0,20920	0,21021
	η ₂	1,58E-4	1,65E-4	5,69E-3	7,90E-3	0,03834	0,04280	0,11157	0,11468	0,20589	0,20782
12 meses	^η 1 ^η 2	5,14E-4 5,34E-4	4,85E-4 3,32E-4	8,53E-3 8,03E-3	0,01134 0,01070	0,04500 0,04322	0,04572 0,04383	0,11842 0,11542	0,12210 0,11641	0,21259 0,20880	0,21492 0,21092

Nota: (1) $\eta_1 = -0.9; \eta_2 = -0.58; e^{\gamma_1} = 0.8$ foi usado em conjunto com η_1 e $\gamma_2 = 1.33$, foi usado em conjunto com η_2 .

TABELA 5

ACRÉSCIMOS PERCENTUAIS DO VALOR DA SAFRA DE TRIGO
ATRIBUÍVEIS AO PREÇO MÍNIMO
(PARA VÁRIOS NÍVEIS DE PFF E PRAZOS PARA SAFRA)

	(1)		=0,8	P/F=	=0,9	P/F	=1	P/F	=1,1	P/F=1,2	
θi	i ⁿ j	F Nominal	F Real	F Nominal	<i>F</i> Real	F Nominal	<i>F</i> Real	F Nominal	<i>F</i> Real	F Nominal	F Real
<u>"</u>	η 1	6,03E-5	5,95E-5	2,04E-4	5,82E-3	0,02874	0,02473	0,10311	0,10313	0,20191	0,20192
meses	"3	4,99E-5	4,73E-5	8,51E-5	1,80E-4	0,02040	0,02039	0,10128	0,10229	0,20095	0,20094
e E	^η 4	7,26E-5	7,90E-5	3,44E-4	1,60E-3	0,02508	0,02508	0,10538	0,10381	0,20270	0,20271
S	^η 1	5,96E-5	5,00E-5	0,00359	3,61E-3	0,03359	0,03358	0,10597	0,10599	0,20401	0,20413
6 meses	⁷ 3	5,70E-5	6,51E-5	3,48E-3	3,50E-3	0,03271	0,02078	0,10431	0,10441	0,20221	0,20178
E 9	^η 4	5,98E-5	6,47E-5	3,61E-3	3,66E-3	0,03421	0,03422	0,10922	0,10916	0,20567	0,20558
S	71	1,47E-4	1,69E-4	8,35E-3	7,80E-3	0,04237	0,04238	0,11395	0,11152	0,20704	0,20692
98	η ₃	8,21E-5	3,82E-4	7,46E-3	7.42E-3	0,03713	0,03711	0,10917	0,10910	0,20415	0,20411
9 meses	74	4,30E-4	4,51E-4	9,86E-3	0,00997	0,04348	0,04349	0,11577	0,11578	0,20925	0,20928
es	71	9,22E-4	9,05E-4	0,01050	0,01032	0,04725	0,04725	0,11819	0,11137	0,21074	0,20978
meses	η ₃	8,25E-4	8,05E-5	9,20E-3	7,51E-3	0,04555	0,04553	0,11512	0,11512	0,20610	0,20596
12 n	^η 4	9,30E-4	9,96E-4	0,01952	0,01099	0,04868	0,04870	0,12042	0,12315	0,21282	0,21289

Nota: (1) $\eta_1 = -0.486$; $\eta_3 = -0.22$; $\eta_4 = -0.7$ e $\gamma = 0.27$ fixo para todos os cálculos.

de⁽²⁵⁾. Entretanto, quaisquer que sejam as correções aplicadas, se os níveis de paridade excederem os preços de mercado, o governo terá que transferir ao setor agrícola um volume substancialmente maior, via subsídio sob a forma de preço mínimo, nesta

safra de 1986/87. Esse evento pode ser avaliado empiricamente nas tabelas 2 a 5. Para o caso em que $\overline{P}/F = 1,1$, por exemplo, a soja receberia acréscimos de 10 a 22%, o algodão, o milho e o trigo, de 10 a 12%.

O que se pode perceber pelas tabelas até aqui apresentadas é que o sistema de preços mínimos pode, de maneira geral, embutir acréscimos consideráveis nos valores das colheitas. E a metodologia proposta por este trabalho permite a avaliação dos acréscimos de valor ex ante safra. É isto o que se pretende simular através das tabelas 6 a 13. Em todos os cálculos que se sequem, foi utilizada a fórmula de avaliação (29), o menor dos coeficientes de elasticidade-preço (expostos pela tabela 1) para cada produto, estimativas de preços mínimos finais para março de 1987 e preços mínimos solicitados por entidades rurais, também para marco de 1987⁽²⁶⁾. Os preços futuros,

Na realidade, o voto do CMN (22/08/86) pro-(25)põe também que toda vez que o IPP apresentar uma variação acumulada igual ou maior do que 20%, dentro de um mesmo ano agrícola, os preços mínimos serão automaticamente corrigidos a título de antecipação. Pelos cálculos da CFP, o índice IPP já registrou aumentos dos custos em 18%, de agosto/86 a janeiro/87 (Gazeta Mercantil, p. 13, de 04-02-87). Isto posto, é de se esperar que para safra de 86/87 o governo conceda reajustamentos lineares de 20% sobre os preços mínimos propostos em agosto de 86, além de outras correções de acordo com a situação particular de cada produto. Por exemplo, o preço mínimo do algodão é, sem a correção dos 20%, Cz\$ 66,80 por arroba; com a correção, o preço seria Cz\$ 80,16. Entretanto, segundo a FAEP, o custo de produção do algodão é (em fevereiro/87) de Cz\$ 158,00 por arroba (Gazeta Mercantil, 04-02-87, p. 12).

⁽²⁶⁾ Os preços mínimos dos produtos deste estudo foram corrigidos linearmente em 30%, se-

TABELA 6

SOJA VALOR DO PREÇO MÍNIMO P/RAZÃO DE PM/F (PRAZO P/SAFRA : 3 MESES)

PM/F = 1

	= -2.343063E-02 = 0.492	D2 = -8.403064E-02 N(D2) = 0.4681
σs	= .1895	$\sigma_{s}^{2} = 3.591025E-02$
σ_{F}	= .1212	$\sigma_{\rm F}^2$ = 1.468944E-02
$ ho_{F,s}$	=0259	$\eta = .834$
γ	= 1.3	θ = .25
F/PM	= 1	PM/F = 1

por sua vez, são cotações das bolsas de Nova York e Chicago, no início de janeiro, de contratos para entrega em março de 1987⁽²⁷⁾.

w = 2.563465E-02

As tabelas 6 e 7 apresentam a aplicação da fórmula de avaliação do acréscimo percentual (w) no valor esperado da safra de soja (1986/87). Em 02-01-87 a soja para entrega em março/87 era cotada em 494,00 cents de dólar por bushel de 60 libras, o que corresponde a Cz\$ 163,35 por saco de 60 kg, ao câmbio oficial. Admitindo-se uma correção no preço mínimo de 30%, tem-se o cálculo da tabela 6, onde o valor percentual do subsídio estimado é de w = 2,56%. De acordo com o IBGE, a safra 86/87 de soja deverá ser de 15.354.000 toneladas. Se a safra for paga pelo preço mínimo corrigido,

TABELA 7

SOJA VALOR DO PREÇO MÍNIMO P/RAZÃO DE PM/F (PRAZO P/SAFRA : 3 MESES)

DIA/E - 1.04

PM/F = 1.34

	= -4.852964 = .00002	D2 = -4.913564 N(D2) = .000015
s	= .1895	$\sigma_{s}^{2} = 3.591025E-02$
F	= .1212	$\sigma_F^2 = 1.468944E-02$
F,s	=0259	η = .834
γ	= 1.3	θ = .25
/PM	= .7462686	PM/F = 1.34

w = .3443701

TABELA 8

ALGODÃO VALOR DO PREÇO MÍNIMO P/RAZÃO DE PM/F

(PRAZO P/SAFRA : 3 MESES) PM/F = .84

Dados: D1 = 3.393182 D2 = 3.341532 N(D1) = 0.99965N(D2) = .99958 σ_s^2 = 3.591025E-02 .1895 σ_{F}^2 .1033 1.067089E-02 .0109 η .15 θ = .547 .25 F/PM = 1.190476 **PMF**

seu valor está de Cz\$ 41,7 bilhões. Em conseqüência, o governo estaria transferindo Cz\$ 1,07 bilhão sob a forma de subsídio implícito ao produtor de soja.

w = 2.931425E-06

Caso o governo aceite a reivindicação dos produtores e fixe o preço mínimo em Cz\$ 218,69 por saco de 60 kg, a transferência de recursos crescerá para 34%, ou seja, Cz\$ 19 bilhões.

gundo informações do Ministério da Agricultura sobre a evolução do IPP (O Estado de São Paulo, 12-02-87). Os preços mínimos reivindicados pelos produtores foram colhidos de declarações públicas da CONTAG (Gazeta Mercantil, 23-01-87). Os dados de produção esperada são dos prognósticos do IBGE (O Estado de São Paulo, 17-01-87).

⁽²⁷⁾ Cotações de contratos futuros de mercadorias, Bolsas de Nova York e Chicago (*Gazeta Mercantil* – vários dias).

TABELA 9

ALGODÃO VALOR DO PREÇO MÍNIMO P/RAZÃO DE PM/F (PRAZO P/SAFRA : 3 MESES)

PM/F = 1.08

	= -1.472538 = .0708	D2 = -1.524188 N(D2) = .0643
$\sigma_{ m s}$ $\sigma_{ m F}$ $\rho_{ m F,s}$ γ	= .1895 = .1033 = .0109 = .547	$\sigma_{s}^{2} = 3.591025E-02$ $\sigma_{F}^{2} = 1.067089E-02$ $\eta = .15$ $\theta = .25$
F/PM	= .9259259	PM/F = 1.08

w = 8.178991E-02

No caso do algodão, sua cotação média na Bolsa de Nova York, em 31-12-86, foi 59,28 cents/libra peso, o que, ao câmbio oficial na data, significa Cz\$ 103,46 por arroba⁽²⁸⁾. Considerando o preço mínimo de Cz\$ 86,97 por 15 kg e uma produção estimada (IBGE) em 1.336.000 toneladas, a tabela 8 indica um subsídio percentual de w=3E-06, ou seja, quase zero. Entretanto, caso o governo ajuste o preço do saco de 15 kg de acordo com o que solicitam os produtores, (cerca de Cz\$ 111,96), a tabela 9 mostra que o subsídio embutido será de 8,18%, isto é, Cz\$ 8,2 milhões.

Para o milho, os cálculos efetuados nas tabelas 10 e 11 resultaram em subsídios implícitos exageradamente grandes, 95% e 175%, assumindo-se preços mínimos de Cz\$ 109,98 e Cz\$ 127,80 por saco de 60 kg. O primeiro preço corresponde ao preço mínimo publicado em 22-08-86, acrescido em 30%; o segundo é o preço reivindicado, atualmente, pelos produtores. Pode-se, contudo, explicar a magnitude desses subsídios por três caminhos. Inicialmente, o

cálculo pode estar viesado pelo fato de se tomar precos futuros estrangeiros para representar mercados futuros brasileiros. Além do viés metodológico que isto pode representar, há ainda o problema da conversão de moedas, aliás comum para todos os casos apresentados. Em segundo lugar, o excesso esperado na produção dos EUA deprimiu as cotações do mercado futuro no país. E, finalmente, é possível que além desses problemas, a elasticidade-preço usada esteja sobreestimada para o momento. É preciso lembrar que, em especial no caso do milho (e do arroz), o governo cometeu um erro de planejamento e importou grande quantidade dos produtos em 1986. Paralelamente, espera-se uma safra abundante, de 27.937 mil toneladas.

Com todos esses problemas, a tendência do preço do milho seria declinante, o que, por sua vez, deprimiria o subsídio implícito por força do excesso de oferta no mercado; algo que nada tem em comum com o efeito sazonal das safras e sua relação com os preços mínimos.

Finalmente, as tabelas 12 e 13 simulam o subsídio implícito no preço ao produtor de trigo, sob as premissas convencionais de manutenção dos atuais US\$ 241,33, por tonelada (tabela 12) e US\$ 283,00, por tonelada, já reivindicado pelos produtores para a próxima safra (outubro-novembro/87).

Como o trigo é normalmente importado para completar a produção interna, sua cotação futura foi corrigida pelo custo do transporte (cerca de US\$ 80,00 por tonelada). Nessas condições, a cotação corrigida do futuro de trigo, na Bolsa de Chicago, em 02-01-87, foi de US\$ 187,87, para entrega em novembro/87. Se se avaliar a produção prevista de 5.400.000 toneladas, ao preço US\$ 241,33, ter-se-á um subsídio ao produtor de cerca de 28,4% do valor da produção, ou seja, de US\$ 370 milhões em novembro de 1987.

A hipótese da tabela 13 parece, no momento, fora de cogitação, uma vez que dificilmente o governo aumentará o preço ga-

⁽²⁸⁾ A relação usada entre algodão em pluma e algodão em caroço foi de 0.3526424, ou seja, 15 kg de pluma correspodem a 42,536 kg de caroço (INSTITUTO BRASILEIRO DE POTASSA, 1965, p. 547).

TABELA 10

MILHO VALOR DO PREÇO MÍNIMO P/RAZÃO DE PM/F

(PRAZO P/SAFRA: 3 MESES)

PM/F	=	1	.95
------	---	---	-----

Dados: D1 = -13.11254 N(D1) = 0	D2 = -13.16349 N(D2) = 0
$\sigma_{s} = .1895$ $\sigma_{F} = .1019$ $\rho_{F,s} = .0121$ $\gamma = .8$ $F/PM = .5128205$	$\sigma_{s}^{2} = 3.591025E-02$ $\sigma_{F}^{2} = 1.038361E-02$ $\eta = .58$ $\theta = .25$ PMF = 1.95

w = .9530294

TABELA 12

TRIGO VALOR DO PREÇO MÍNIMO P/RAZÃO DE PM/F

(PRAZO P/SAFRA : 9.96 MESES)

PM/F = 1.28

	= -2.437398 = .0075	D2 = -2.537703 N(D2) = .00554
r S	= .1895	$\sigma_{s}^{2} = 3.591025E-02$
F	= .1101	$\sigma_{F}^{2} = 1.212201E-02$
F,s	= .946	η = .22
γ	= .27	heta = .83
/PM	= .78125	PMF = 1.28

w = .2837938

TABELA 11

MILHO VALOR DO PREÇO MÍNIMO P/RAZÃO DE PM/F

(PRAZO P/SAFRA: 3 MESES)

PM/F = 2.75

Dados: D1 = -1: N(D1) = 0	9.85977	D2 : N(D2) :	= -19.91072 = 0
$\sigma_{F}^{s} = \rho_{F,s} = \gamma = 0$.1895 .1019 .0121 .8 .3636364	σ ² s σ ² F η θ	= 3.591025E-02 = 1.038361E-02 = .58 = .25 = 2.75

w = 1.754272

TABELA 13

TRIGO VALOR DO PREÇO MÍNIMO P/RAZÃO DE PM/F

(PRAZO P/SAFRA: 9.96 MESES)

PM/F = 1.51

	-4.084855 .00003	D2 = -4.185161 N(D2) = .000029	
ρ _{F,s}	= .1895 = .1101 = .0946 = .27 = .6622516	$\sigma_{s}^{2} = 3.591025E-02$ $\sigma_{F}^{2} = 1.212201E-02$ $\eta = .22$ $\theta = .83$ PWF = 1.51	

w = .5140016

rantido para US\$ 283,00. O mais natural seria esperar uma redução substancial do subsídio.

Vale lembrar que o trigo, por seu regime especial de comercialização, não se encaixa diretamente no instrumental metodológico utilizado no cálculo do subsídio. Os cálculos apresentados servem apenas como referência, na suposição de que os produtores

pudessem comercializar seu produto livremente no mercado e ainda tivessem a opção de vendê-lo ao governo ao preço mínimo estabelecido.

Conclusões

Este trabalho propôs e aplicou uma metodologia nova para avaliar o custo ex ante

da política de preços mínimos no Brasil. O método foi recentemente desenvolvido por Marcus e Modest (1982) e aplicado ao programa de precos mínimos dos Estados Unidos. A base do desenvolvimento teórico do modelo de avaliação decorre da constatação de que os preços mínimos podem ser interpretados como uma opção de venda com preço de exercício aleatório e igual ao valor da produção medida por esses preços. Através desse tipo especial de opção de venda, a qual é concedida aos produtores gratuitamente, cada unidade de produção pode ser vendida ao governo aos precos mínimos preestabelecidos, quando estes excedem os preços de mercado.

A relevância do método proposto repousa no argumento de que o modelo gera estimativas razoavelmente precisas das transferências de renda ao setor agrícola, derivadas da própria política de preços mínimos. As transferências, ou subsídios implícitos nos preços mínimos, que representam o custo da política para o governo, podem alternativamente indicar o valor *ex ante* do sistema aos produtores.

Embora a aplicação empírica efetuada por esta pesquisa seja ainda restrita e esteja condicionada a várias hipóteses de trabalho, as evidências surgidas permitiram algumas conclusões relevantes, não só de caráter geral para a formação de política de preços mínimos, como de caráter específico sobre os gastos do governo com a safra (quatro produtos) de verão, 1986/87.

A análise empírica se concentrou em quatro produtos, sendo três deles – soja, milho e algodão – participantes do programa oficial de preços mínimos, e o trigo, como participante em potencial do sistema.

De uma maneira geral, o sistema de preços mínimos pode embutir subsídios de forma significativa. Com relação aos produtos analisados, quando os preços mínimos são implementados aos níveis dos preços esperados de equilíbrio, os acréscimos no valor das safras variam de 2 a 12% para soja em grãos, de 2 a 4,5% para o algodão, de 2 a 4,4% para o milho e de 2 a 4,9% para o caso potencial do trigo.

Se os preços mínimos dos produtos analisados forem implementados acima dos preços esperados de mercado, as transferências do governo ao setor agrícola podem ser substanciais. Da mesma forma como concluíram Marcus e Modest, este trabalho confirmou uma forte sensibilidade dos subsídios aos preços mínimos finais. Por exemplo, se os preços mínimos forem fixados em 10% acima dos preços esperados, o valor das safras poderá sofrer acréscimos de 10 a 22% para a soja e de 10 a 12% para os outros três produtos.

A análise empírica permitiu concluir, também de maneira geral, que o subsídio implícito no preço mínimo será tanto maior quanto mais cedo for anunciado ao produtor, em relação à safra, e quanto mais elástica for a demanda do produto ao preço.

A metodologia proposta foi também aplicada para quantificar o valor *ex ante* da transferência de recursos, para o setor agrícola, no caso da safra de verão de 1986/87. Novamente, dependendo do nível de reajuste dos preços mínimos — resultante da liberação dos preços do Plano Cruzado — concedido pelo governo, o acréscimo no valor das safras poderá ser substancial, em função da própria mecânica do sistema.

Como o reajuste oficial não fora ainda publicado na época da elaboração deste trabalho, foi imaginado um realinhamento linear de 30% sobre os preços mínimos publicados em agosto de 1986, para milho, soja e algodão; para o trigo nenhum reajuste foi admitido. Para efeito de comparação o valor dos subsídios implícitos foi também calculado para os preços reivindicados pelas sociedades rurais, em janeiro/fevereiro de 1987.

No caso da soja, por exemplo, avaliandose a produção estimada pelo IBGE (Jan/86) ao preço mínimo corrigido, ter-se-ia uma sa-

fra de Cz\$ 41,7 bilhões. Se esse fosse o caso, o valor das transferências seria somente de Cz\$ 1,07 bilhão. Entretanto, caso o governo aceite as reivindicações dos produtores (Cz\$ 218,69 por saco de 60 kg) o subsídio implícito poderá crescer para CZ\$ 19 bilhões.

O algodão apresentou um quadro semelhante ao da soja, com um subsídio desprezível, quando sua safra de 1.336.000 tons, (IBGE-Jan/87) foi avaliada aos preços mínimos. Avaliando-se sua produção ao preço reivindicado (cerca de Cz\$ 111,96), o subsídio embutido seria de 8,18% sobre o valor da safra, isto é, Cz\$ 8,2 milhões.

Por outro lado, o experimento realizado com o milho foi frustrado, em parte, por sugerir um subsídio exageradamente alto. Erros da política de planejamento agrícola, excesso de produção do cereal nos Estados Unidos (implicando queda de preços nos

mercados futuros) e possível viés positivo no coeficiente de elasticidade-preço são causas plausíveis para os resultados obtidos. De qualquer modo, os resultados indicam que se o governo pretende pagar aos produtores de milho o preço mínimo de agosto de 1986, reajustado em 30%, deverá transferir um volume de recursos (para a safra de milho) maior do que para as safras de soja e de algodão.

Finalmente, assumindo-se o trigo como um produto normalmente encaixado nos preços mínimos e com uma produção estimada (para outubro/novembro de 1987) em 5.400.000 tons., este trabalho sugere que o subsídio será da ordem de 28,4%, ou seja, cerca de US\$ 370 milhões, com um preço de US\$ 241,33 por tonelada. Se o mesmo cálculo for repetido para o preço de US\$ 283,00 por ton., reivindicado pelos produtores, o subsídio será da ordem de US\$ 780 milhões, em novembro de 1987.

Referências Bibliográficas

- ALVES, D.C.O., EVERSON R. & DISCH, A. *Demand for Food in Brazil.* Yale University, 1982.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim Mensal. Brasília, vários números.
- BLACK, F Fact and Fantasy in the Use of Options. *Financial Analysts Journal*, July/August 1975.
- ——— & SCHOLES, M. The Princing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81: 637-659, 1973.
- BODIE, Z. & ROSANSKY V. Risk and Return in Commodity Futures. *Financial Analysts Journal*, may-june 1980, p. 27-39.
- BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO. Informe Técnico Mensal, vários números.
- BUSE, R.C. & BROMLEY D.W. Applied Economics, Resource Allocation in

- Rural America. Iowa State University Press, AMES, 1975.
- CARMO, Maristela S. Análise da Demanda e da Oferta de Oleaginosas no Estado de São Paulo. ESALQ/USP. 1977.
- CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS. Departamento de Economia Rural. Pesquisa Bibliográfica sobre Estimativas de Elasticidade-Preço e Elasticidade-Renda da Demanda de Produtos Agrícolas. Viçosa, UFV, junho 1986.
- COELHO, C.N. *Opções de Política Econômica*. Companhia de Financiamento da Produção-CFP, Brasília, fev. 1986. (Coleção Estudos Especiais, 19).
- COMMODITY RESEARCH BUREAU, INC. Commodity Year Book. New York, vários anos.
- COMPANHIA DE FINANCIAMENTO DA PRODUÇÃO Ministério da Agricultura. *Mercado de Soja, um Modelo*

- Alternativo. Brasília, 1979 (Coleção Análise e Pesquisa, 14).
- _____. *Informativo*. Edição Especial, Brasília, ago. 1986.
- ———. A Intervenção do Governo nos Mercados Agrícolas no Brasil. O Sistema de Regras de Interferência no Mecanismo de Preço. Brasília, 1986 (Coleção Análise e Pesquisa, 33).
- DELGADO, G.C. Uma Metodologia para Determinação de Preços Mínimos. Brasília, CFP, março 1978 (Coleção Análise e Pesquisa).
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Projeções da Demanda de Produtos Agrícolas. *Revista Conjuntura Econômica*, 27(6), 1973.
- Projeções de Oferta e Demanda de Produtos Agrícolas para o Brasil, 1980.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Preços Médios de Venda no Mercado Atacadista. Informações Econômicas. Abr./maio 1985.
- _____. Estatística da Produção Agrícola Anual, 1985.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE POTASSA. *Cultura e Adubação do Algodoeiro.* São Paulo, 1965, p. 47.
- KIRSTEN, J.T. Elasticidade-Renda da Demanda de Produtos Agrícolas: Um Ensaio Econométrico. FEA/IPE/USP, 1977a.
- _____. Demanda de Produtos Agrícolas. FEA/IPE/USP, 1977b.
- KOLB, R.W. *Understanding Futures Markets.* Scott, Foresman and Company, Glenview, Illinois, 1985.
- LOPES, M.R. (ed.). A Política de Preços Mínimos Estudos Técnicos 1949/1979). Brasília, CFP, dez. 1978 (Coleção Análise e Pesquisa, 11).
- MARCUS, A.J. & MODEST, D.M. The Cost of Agricultural Price Supports. Working Paper Series no CSFM-31, maio 1982.
- McKEAN, H.P. Jr. Stochastic Integrals. New York, Academic Press, 1969.
- McKINNON, R.I. Futures Markets, Buffer Stocks, and Income Stability for Pri-

- mary Producers. *Journal of Political Economy*, dec. 1967.
- MERTON, R.C. Theory of Rational Option Pricing. *Bell Journal of Economics and Management Science* 4, 141-183, 1973.
- NOGUEIRA, A.C. & BRANDT, S.A. *Elasticidade da Oferta de Produtos Agrícolas no Brasil.* EIAP-FGV, 1976.
- PEREZ, M.C.R.C., Contribuição ao Estudo da Elasticidade-Renda do Consumo de Alimentos. ESALQ-USP, 1981.
- SANVICENTE, A.Z. Avaliação de Opções de Compra de Ações em Condições de Incerteza Sobre a Taxa de Juros de Mercado Aberto. Tese de Livre Docência. São Paulo, FEA/USP, 1983.
- SCHUH, G.E. & ARAÜJO, P.F.C. Desenvolvimento da Agricultura Estudos de Casos. São Paulo, Pioneira, 1983 (Série Estudos Agrícolas).
- ——— & CALEGAR, G.M. Costs, Benefits and Food Consumption Impact on the Brazilian Wheat Price Policy. Washington, D.C., IFPRI, jan. 1986.
- SIMÕES, R.C.F. & BRANDT, S.A. Sistema Completo de Equações Demanda para o Brasil. III Encontro Brasileiro de Econometria, Olinda, 1981.
- SMITH, Jr. C.W. Applications on Options Pricing Analysis. Working Paper Series nº 7804, The University of Rochester, March 1978.
- of Financial Economics 3:3-51, 1976.
- SOBRAL, Gilvan. *Demanda de Alimentos no Brasil*, 1973.
- SUMA AGRÍCOLA & PECUÁRIA. *Política Agrícola*. Rio de Janeiro, 1985, nº 138.
- _____. *Trigo: Área, Produção e Rendi*mento Médio. Rio de Janeiro, 1986, nº 178.
- SUMA ESTATÍSTICA & ECONÔMICA. Taxa de Câmbio em Relação ao Dólar Americano. Rio de Janeiro, 1983, Vol.
- U.S. DEPARTMENT OF LABOR, BUREAU OF LABOR STATISTICS. *Monthly Labor Review*. Washington, D.C., 1981 a 1985.