

ESTRUTURA DA OFERTA DE CARNE SUÍNA SOB CONDIÇÕES DE RISCO NO BRASIL¹

ANTÔNIO CORDEIRO DE SANTANA²

RESUMO - Este trabalho analisa a importância do risco de preço nas decisões de produção. Risco de preço é definido como a diferença entre o preço esperado no momento da decisão e o preço observado no momento da venda do produto ou da aquisição do insumo. As formas de riscos simétrico (desvios positivos e negativos) e assimétrico (desvios negativos) são estimadas utilizando-se expectativas de preço simples, adaptativas e racionais. Os resultados sugerem que o risco de preço simétrico, associado à formação de expectativas racionais, é preferido às demais formulações. Sugerem também que variância e covariância de preços são importantes na determinação da oferta e que o risco afeta as decisões dos produtores. Finalmente, conclui-se que o risco de preço é importante para avaliação de políticas e que os produtores são agentes otimizadores e avessos ao risco.

Termos para indexação: risco de preço, produtores, risco simétrico, expectativas racionais.

STRUCTURE OF PORK SUPPLY UNDER RISK CONDITIONS IN BRAZIL

ABSTRACT - This paper examines the importance of price risk production decisions. Price risk is defined as the difference between expected price at decision time and observed price at input acquisition or output selling time. Symmetric (positive and negative deviations) and asymmetric (negative deviations) forms of risk are estimated utilizing naive, adaptive and rational expectations. The results suggest that symmetric price risk associated to formation of rational expectations is preferred to others models. They also suggest that price variance and covariance are important in determination of supply and that price risk affects producer's decisions. Finally it is indicated that price risk is important in policy evaluation and that the producers are optimizers and averse to risk.

Index terms: price risk, producers, symmetric risks, rational expectations.

INTRODUÇÃO

Entre os segmentos pecuários mais importantes do país, a suinicultura destaca-se como aquele que mais deficiências apresenta, não só em sua estrutura de produção, mas também na estrutura de comercialização. Tais deficiências, que vêm de passado distante e que derivam, até certo ponto, do atraso que continua a caracterizar grande parte das atividades agropecuárias no Brasil, não têm sido enfrentadas de modo eficaz (FGV, 1980). Assim, prejudicam-se tanto os produtores, por meio da instabilidade que, nos últimos lustros, caracterizou os preços recebidos pelo suíno vivo, quanto os consumidores, através dos altos preços alcançados pela carne de porco no varejo.

¹ Recebido para publicação em 20/08/91.
Aceito para publicação em 29/06/92.

² Eng.-Agr., M.Sc., Prof.-Assistente da Faculdade de Ciências Agrárias do Pará e doutorando em Economia Rural na UFV. Dept^o de Economia Rural, UFV, 6570 Viçosa, MG.

O rebanho suíno nacional, em face das crises sofridas pelo setor, no período 1976-80, passou por significativa retração, da ordem de 6,6%, em relação aos cinco primeiros anos da década de 1970. Desta forma, dos 39,2 milhões de cabeças que constituíram a média do rebanho, no período 1971-75, passou-se a apenas 36,6 milhões, no período 1976-80.

A crise verificada no setor suíncola, em 1976, decorreu do acirramento na competição com carne bovina, em razão de aquele ano ter-se situado no período de cava do ciclo pecuário. Em 1976, o preço real pago ao produtor do boi gordo representava apenas 73,9% do preço observado em 1974 (FGV, 1980). Isto provocou abate acentuado de matrizes suínas, o qual só veio a ser compensado no ano seguinte, quando, a despeito da continuação dos baixos preços da carne bovina, a queda de 21,6% no preço real de milho possibilitou à suinicultura o retorno a padrões considerados normais pelo setor.

No entanto, em 1978, o surto de peste suína africana levou ao abate elevado de animais, num acréscimo de 26% sobre o verificado no ano anterior. Em consequência, também das barreiras impostas à propagação da doença e da alta no preço real do milho, o preço real obtido pelos suinicultores voltou ao patamar registrado em 1976, recuperando-se posteriormente, em 1979 (FGV, 1980).

Por ser atividade praticada sobretudo em minifúndios e fortemente associada ao cultivo de milho, a suinicultura brasileira sofre influência de flutuações na oferta do cereal. O milho representa algo em torno de 80% de ração média básica de suínos. Por isso a cotação relativa, entre preço recebido de porco e preço pago de milho, é decisiva para o desenvolvimento da suinicultura. No período após 1977, as cotações mais favoráveis ocorreram nos subperíodos 1977-80 e 1984-86, em que foi possível comprar, em média, 1,7 e 1,9 sacos de milho de 60 quilos com a venda de uma arroba de porco, respectivamente. Nesses subperíodos ocorreram fases de prosperidade da atividade suíncola, sendo que, em ambos os subperíodos, a produção total saltou do patamar de 900 mil toneladas para 1,1 milhão de toneladas, em média. Assim, na época da decisão de produzir, o suinicultor examina o comportamento dos preços relativos entre esses dois produtos. Simultaneamente, conforme estudos da FGV (1987, 1988 e 1989), a suinicultura enfrenta a concorrência cada vez mais acirrada da carne de aves. Contudo, melhorias tecnológicas na suinicultura, conquanto ainda incipientes (no Brasil a idade de abate é 8-12 meses, sem contar a taxa de desfrute de apenas 56%), têm mantido a atividade em terceiro lugar, com cerca de 20% do consumo total, dentro do subsetor de carnes. Isto representa, em média, o consumo de 7,4 qui-

los de carne *per capita* por ano.

A rentabilidade na atividade suinícola depende de flutuações no mercado de carne de aves e da instabilidade da produção de milho, o que afeta a tomada de decisão dos criadores de suínos.

Objetivos

O objetivo geral desse trabalho é examinar o comportamento da oferta de carne suína, no período 1970-89, sob condições de risco.

Em termos específicos, estudam-se comparativamente os resultados dos modelos de oferta convencional e de oferta com riscos simétrico e assimétrico, associados com vários processos de formação de expectativas de preços. Ao passo disto, estudam-se a influência do risco de preço na tomada de decisão e a sua importância na avaliação de políticas atinentes ao setor agropecuário.

METODOLOGIA

A produção de suínos é caracterizada por defasagem de oito meses a um ano, entre a decisão de produzir e o abate dos animais. Então, a resposta da oferta baseia-se na premissa de que a quantidade de carne produzida depende da formação de expectativas sobre o comportamento dos preços de produto e insumos. A maioria dos estudos já realizados examina a formação de expectativas com base nos preços passados, sendo em menor número os que modelam expectativas com preços futuros e, mais raro ainda, são os que tratam a formação de expectativas em mais de um padrão, simultaneamente. O risco será tratado, neste trabalho, por meio de média e variância de preços de produto e insumos e da covariância entre estes, sob várias formas de expectativas – simples, adaptativas e racionais –, simultaneamente associadas a riscos simétrico e assimétrico.

O risco de preço simétrico (RPS) é expresso por meio de desvios positivos e negativos das diferenças entre preços observado e esperado, enquanto o risco de preço assimétrico (RPA) apenas considera os desvios negativos ou desfavoráveis em seu cálculo. Markowitz (1970) argumenta que a semivariância aproxima-se, como resultado, do quadrado dos desvios negativos, porquanto mais empregada que a variância, uma vez que a variância considera como desfavoráveis os retornos acima e abaixo da média. Pela mesma razão, Atwood (1985) também defende a aplicação do RPA, para maior segurança da firma. Assim, num mundo de incertezas, espera-se que os produtores dêem preferência a operar nas situações de menor variabilidade de pre-

ços, porque os retornos inferiores aos esperados podem comprometer o desempenho econômico. Seguindo Frank Knight, Tweeten (1989) define **risco** como uma situação em que os resultados são aleatórios, mas a distribuição desses resultados é conhecida, e **incerteza** quando a distribuição dos resultados é desconhecida. Entretanto, neste trabalho não se considera essa distinção e tem-se que **risco** e **incerteza** têm o mesmo significado. Por outro lado, alguns autores argumentam, entre eles Tauer (1983), em favor dos critérios Minimização dos Desvios Absolutos Totais (MOTAD) e média-variância (M-V) como os únicos caminhos possíveis para reduzir o risco sem comprometer a renda da empresa. Contudo, na medida em que baixo retorno resulta de desvios negativos, em relação a dado nível de renda esperada, a computação de ambos os desvios, positivos e negativos, pode ser ameaça para a sobrevivência da firma. Além disso, a estruturação do RPS também paira em limitações de ordem teórica, dado que a utilidade pode decrescer quando os retornos observados superarem os esperados, em que a variabilidade é grande. Neste caso, o emprego do RPA pode ser mais adequado.

A oferta agregada de carne suína, no Brasil, pode ser modelada de modo a incluir risco especificando-se a quantidade produzida de carne em função dos preços esperados de carne de porco e de insumo (Just, 1974; Hurt & Garcia, 1982). Neste estudo, risco é definido como a diferença entre o preço esperado no momento da decisão de produzir e o preço realizado no momento da venda do produto ou da aquisição do insumo. Na especificação do risco de preço assimétrico são consideradas somente diferenças desfavoráveis, isto é, preço observado maior que preço esperado, na aquisição de insumo, ou menor que o esperado, na venda de produto. Por outro lado, ambas as diferenças, favoráveis e desfavoráveis, são incluídas no modelo de risco de preço simétrico.

Como o milho é o alimento mais importante na alimentação de suínos, apenas seu preço é utilizado para representar custo de insumos. O preço recebido por carne de aves também é incluído na função de oferta de carne suína, como indicador da atividade competitiva. Assim, as especificações das variáveis-risco para preços de carne de porco e de milho, envolvendo risco simétrico e assimétrico, são as seguintes:

$$VPS_t^s = [PS_t^s - E(PS_t^s)]^2 \quad (1)$$

$$VPS_t^a = PVS_t^s, \text{ se } PS_t^s < E(PS_t^s) \\ = \text{zero, em caso contrário.} \quad (2)$$

$$VPM_t^s = [E(PM_t^s) - PM_t^s]^2, \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{VPM}_t^a &= \text{VPM}_t^s, \text{ se } E(\text{PM}_t^s) < \text{PM}_t^s \\ &= \text{zero, em caso contrário.} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\text{COVSM}_t^s = [\text{PS}_t^s - E(\text{PS}_t^s)] \cdot [E(\text{PM}_t^s) - \text{PM}_t^s], \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{COVSM}_t^a &= \text{COVSM}_t^s, \text{ se } \text{PS}_t^s < E(\text{PS}_t^s) \text{ e } E(\text{PM}_t^s) < \text{PM}_t^s \\ &= \text{zero, em caso contrário} \end{aligned} \quad (6)$$

nas quais PS_t e PM_t são preços recebido e pago, respectivamente, por carne suína e por milho; $E(\cdot)$ é o operador de expectativa no momento da decisão; VPS_t e VPM_t são as variâncias dos preços de carne suína e de milho, respectivamente; COVSM é a covariância entre estes preços; e as letras minúsculas (*s* e *a*) são utilizadas para indicar riscos simétrico e assimétrico. Dado que o tempo decorrido entre cria e venda de suínos gira em torno de um ano, o preço esperado pode ser gerado por vários padrões de expectativas.

Os preços esperados pelos produtores situam-se acima ou abaixo do preço recebido pelo produto ou pago pelo insumo. A formação de expectativas com base nos preços passados opera com que a produção pecuária efetive-se em ciclos, como resultado da incapacidade dos produtores de anteciparem o comportamento futuro dos preços (Tweeten, 1989). Os ciclos de produção pecuária são, então, exemplos de instabilidade. Neste âmbito, Tweeten (1989) sugere que variabilidade de alguma ordem é essencial para a alocação eficiente de produtos e recursos, em resposta às mudanças no sistema econômico. Contudo, as evidências teóricas e empíricas vêem mais o lado das perdas líquidas resultantes de instabilidade ou incerteza. Via de regra, há mais instabilidade e incerteza na economia do que o necessário para a produção eficiente de bens e serviços, sendo necessárias algumas medidas de política para reduzir essa instabilidade e permitir retornos mais favoráveis à atividade econômica. Na condição de competição perfeita e produtores avessos a risco, a teoria mostra que, se a fonte de instabilidade reside na demanda, os agricultores ganham e os consumidores perdem com a instabilidade, porém o resultado de uma política de estabilização que leve a condições de equilíbrio é positivo, porque os ganhos dos consumidores mais que contrabalançam as perdas dos produtores. Por outro lado, se a fonte de instabilidade provém da oferta, os produtores perdem e os consumidores ganham. Com a instabilidade, novamente, o resultado da estabilização é positivo, dado que os ganhos dos produtores mais que neutralizam as perdas dos consumidores. Muitos estudos revelam que a redução de risco promove aumento de produção (Sandmo, 1971; Just, 1974 e 1975), mas isto pouco ou nada revela se o aumento de produção resulta de novos investimentos ou da utilização dos recursos existentes de maneira mais eficiente. Em todo o caso, a decisão de

produzir depende de aperfeiçoamento na formação de expectativas quanto ao comportamento futuro da atividade econômica.

As expectativas são simples quando o produtor apenas usa o preço do produto, no momento da aquisição do insumo, como sendo o preço esperado de venda do produto (Gardner, 1976). O preço esperado de suínos no ano (t) é gerado com base no preço vigente no período (t-1), por ocasião da tomada de decisão. Este critério baseia-se na premissa de que as expectativas são estáticas, isto é, o preço esperado no ano (t) é igual ao preço do ano (t-1), mas a resposta não é instantânea, por estar implícita a premissa de ajustamento parcial da oferta de carne suína. Assim, $E(PS_t) = \alpha PS_{t-1}$, dado que o tempo decorrido entre cria e abate é de um ano.

O modelo de expectativas adaptativas, sugerido por Cagan (1956), estabelece que os erros nas expectativas sempre são revisados e em parte corrigidos pelos produtores. Assim, uma fração positiva do erro cometido será incorporada às novas previsões:

$$E(PS_t) - E(PS_{t-1}) = \alpha[PS_{t-1} - E(PS_{t-1})] \quad 0 < \alpha \leq 1 \quad (7)$$

$$E(PM_t) - E(PM_{t-1}) = \beta[PM_{t-1} - E(PM_{t-1})] \quad 0 < \beta \leq 1 \quad (8)$$

As equações acima podem ser reescritas usando-se o operador de defasagens (L). Como

$$(1 - (1 - \alpha)L)E(PS_t) = \alpha PS_{t-1}, \text{ resolvendo-se para } E(PS_t) \text{ obtém-se}$$

$$E(PS_t) = \frac{\alpha}{1 - (1 - \alpha)L} PS_{t-1} = \alpha \sum_{k=0}^{\infty} (1 - \alpha)^k PS_{t-1-k}. \quad (9)$$

Similarmente, a equação (8) torna-se:

$$E(PM_t) = \frac{\beta}{1 - (1 - \beta)L} PM_{t-1} = \beta \sum_{k=0}^{\infty} (1 - \beta)^k PM_{t-1-k}. \quad (10)$$

As letras gregas (α e β) são os coeficientes de ajustamento das expectativas. A variância e a covariância de preços de produto e de insumo são, respectivamente, obtidas como nas equações de (1) a (6). Como se observa, esse método pressupõe que os produtores formam suas expectativas considerando apenas o passado, não considerando informações que contemplem alterações drásticas na economia (Simonsen, 1981; Guedes & Mascolo, 1981;

Kandir, 1988). A maioria dos estudos especifica risco de preços através do modelo de expectativas adaptativas (Just, 1974; Gardner, 1976; Lin, 1977; Hurt & Garcia, 1982; Tronstad & McNeill, 1989) e apenas Just (1974) incorpora a covariância para captar risco cruzado.

O modelo de expectativas racionais, originalmente proposto por Muth (1961), sugere que as expectativas dos indivíduos são racionais quando são idênticas às previsões realizadas pelo modelo. A idéia do comportamento racional dos agentes econômicos, em oposição ao comportamento adaptativo, baseia-se na premissa de que os erros cometidos no passado não são repetidos no futuro. Assim, os agentes econômicos utilizam toda informação disponível para construir suas projeções da melhor maneira possível (Wallis, 1980; Simonsen, 1981; Kandir, 1988). O desenvolvimento matemático do método de estimação, para o conjunto de informações disponíveis, está didaticamente elaborado e exemplificado, com vários modelos macroeconômicos, em Simonsen (1981). Muitos estudos ajustaram modelos com expectativas racionais (Wallis, 1980; Guedes & Mascolo, 1981; Cumby et al. 1982) e outros examinaram as implicações das restrições inerentes ao modelo (Wallis, 1980; Hoffman & Schmidt, 1981). Todavia, a aplicação inicial deste modelo ao setor pecuário deve-se aos estudos de Fisher (1982), Antonovitz & Green (1990) e Aradhyula & Holt (1989).

Segundo Muth (1961), as expectativas racionais são formadas admitindo-se que os produtores atuam no mercado como se estivessem solucionando um sistema de oferta e procura. Assim, o mercado de carne suína pode ser representado pelas equações de oferta (já considerando as variáveis de risco) e demanda, da seguinte maneira:

$$\text{Oferta: } QS_t = a_0 + a_1D + a_2T + a_3E(PS_t) + a_4VPS_t + a_5E(PM_t) + a_6VPM_t + a_7COVSM_t + a_8PAD_t + e_1 \quad (11)$$

$$\text{Demanda: } PS_t = b_0 + b_1QS_t + b_2PA_t + b_3R_t + e_2. \quad (12)$$

Variáveis Endógenas

QS_t = quantidade de carne suína ofertada e demandada, no ano t, expressa em mil toneladas; e

PS_t = preço real recebido pelos produtores de suíno, no ano t, expresso em cruzados de 1986, por arroba (15 quilos).

Variáveis Exógenas

PA_t = preço real recebido pelos produtores de aves, no ano t , expresso em cruzados de 1986, por arroba;

R_t = renda média real do Brasil, no ano t , expressa em cruzados de 1986, por habitante;

$E(PS_t)$ = preço real esperado pelos produtores de suínos, no ano t , com base no ano $t-1$, expresso em cruzados de 1986, por arroba;

PAD_t = preço real recebido pelos produtores de aves, no ano $t-1$, expresso em cruzados de 1986, por arroba;

$E(PM_t)$ = preço real de milho esperado pelos produtores de suínos, no ano t , com base no ano $t-1$, expresso em cruzados de 1986, por saca de 60 quilos;

T = variável de tendência ou “**trend**”, utilizada para captar os efeitos de avanço tecnológico na atividade suinícola, ao longo do período estudado;

D = variável artificial ou “**dummy**”, utilizada para captar exatemporalidade no abate de matrizes, no período 1976-78, pressupondo valor igual à unidade, neste período, e igual a zero, em caso contrário;

VPS_t e VPM_t = respectivamente, variâncias de preço real de carne de porco e de milho, no ano t ;

$COVSM_t$ = covariância entre preços de carne suína e de milho, no ano t .

Termos de Erro

e_1 e e_2 = erros aleatórios associados às equações de oferta e demanda respectivamente.

A expectativa racional para a média de preços de carne suína é obtida substituindo-se (11) em (12):

$$PS_t = b_0 + b_1(a_0 + a_1D + a_2T + a_3E(PS_t) + a_4VPS_t + a_5E(PM_t) + a_6VPM_t + a_7COVSM_t + a_8PAD_t + e_1) + b_2PA_t + b_3R_t + e_2. \quad (13)$$

Aplicando-se esperança matemática em ambos os lados da equação (13), pressupondo-se que as expectativas são racionais, isto é, que o preço esperado é igual à esperança matemática do preço, e resolvendo-se para $E(PS_t)$, tem-se:

$$E(PS_t) = [b_0 + b_1a_0 + b_1a_1D + b_1a_2T + b_1a_4VPS_t + b_1a_5E(PM_t) + b_1a_6VPM_t + b_1a_7COVSM_t + b_1a_8PAD_t + b_2E(PA_t) + b_3E(R_t)] / (1 - b_1a_3), \quad (14)$$

em que $E(PA_t)$ e $E(R_t)$ são as expectativas de preços de carne de aves e de renda, respectivamente. Para formar a expectativa racional da variância de preços de carne suína, a equação (14) é substituída em (13):

$$PS_t = b_0 + b_1a_0 + b_1a_1D + b_1a_2T + b_1a_3 [(b_0 + b_1a_0 + b_1a_1D + b_1a_2T + b_1a_4VPS_t + b_1a_5E(PM_t) + b_1a_6VPM_t + b_1a_7COVSM_t + b_1a_8PAD_t + b_2E(PA_t) + b_3E(R_t)) / (1 - b_1a_3)] + b_1a_4VPS_t + b_1a_5E(PM_t) + b_1a_6VPM_t + b_1a_7COVSM_t + b_1a_8PAD_t + b_1e_1 + b_2PA_t + b_3R_t + e_2. \quad (15)$$

Subtraindo-se $E(PS_t)$ do lado esquerdo e seu respectivo valor obtido em (14), do lado direito da equação (15), e desenvolvendo-se adequadamente, tem-se:

$$[PS_t - E(PS_t)] = \{[(b_0 + b_1a_0 + b_1a_1D + b_1a_2T) \cdot (1 - b_1a_3) + b_1a_3(b_0 + b_1a_0 + b_1a_1D + b_1a_2T + b_1a_4VPS_t + b_1a_5E(PM_t) + b_1a_6VPM_t + b_1a_7COVSM_t + b_1a_8PAD_t + b_2E(PA_t) + b_3E(R_t))] / (1 - b_1a_3) + [(b_1a_4VPS_t + b_1a_5E(PM_t) + b_1a_6VPM_t + b_1a_7COVSM_t + b_1a_8PAD_t + b_2PA_t + b_3R_t) - b_1a_3(b_1a_4VPS_t + b_1a_5E(PM_t) + b_1a_6VPM_t + b_1a_7COVSM_t + b_1a_8PAD_t + b_2PA_t + b_3R_t)] / (1 - b_1a_3) + b_1e_1 + e_2 - (b_0 + b_1a_0 + b_1a_1D + b_1a_2T + b_1a_4VPS_t + b_1a_5E(PM_t) + b_1a_6VPM_t + b_1a_7COVSM_t + b_1a_8PAD_t + b_2PA_t + b_3R_t) / (1 - b_1a_3)\}.$$

Eliminando-se os termos comuns e de sinais contrários, tem-se:

$$[PS_t - E(PS_t)] = b_2[PA_t] + b_3 [R_t - E(R_t)] + b_1e_1 + e_2. \quad (16)$$

Elevando-se ao quadrado ambos os lados da equação (16), tomando-se a esperança matemática e pressupondo-se que as variáveis não são correlacionadas com o termo de erro, tem-se:

$$E[PS_t - E(PS_t)]^2 = VPS_t = b_2^2VPA_t + b_3^2VR_t + 2b_2b_3CVAR_t + b_1^2 E(e_1^2) + E(e_2^2) + 2b_1E(e_1e_2). \quad (17)$$

Substituindo-se as equações (14) e (17) na equação (11), obtém-se a equação de forma reduzida QS_t que forma um sistema a ser estimado com a equação de demanda:

$$\begin{aligned}
 QS_t = & (a_0 + b_0a_3)/k + (a_1/k)D + (a_2/k)T + (a_5/k) E(PM_t) + (a_6/k) \\
 VPM_t + & (a_7/k) COVSM_t + (a_8/k) PAD_t + (a_3b_2/k) E(PA_t) + (a_3b_3/k) E(R_t) + \\
 + & (a_4b_2^2/k) VPA_t + (a_4b_3^2/k) VR_t + (a_4^2 b_2b_3/k) CVAR_t + (a_4b_1^2/k) E(e_1^2) + \\
 (a_4/k)E(e_2^2) + & (a_42b_1/k) E(e_1e_2) + t.
 \end{aligned} \tag{18}$$

$$PS_t = b_0 + b_1QS_t + b_2PA_t + b_3R_t + e_2, \tag{19}$$

onde, $k = (1 - b_1a_3)$.

Neste contexto, os modelos propostos para análise comparativa entre oferta agregada de carne suína convencional com riscos de preço simétrico e assimétrico, contemplando os três padrões de formação de expectativas descritos anteriormente, podem ser estruturados da seguinte maneira:

Modelo Convencional

$$\begin{aligned}
 QS_t = a_{10} + a_{11}D + a_{12}T + a_{13}E(PS_t) + a_{14}E(PM_t) + a_{15}PAD_t + \\
 V_{t1}
 \end{aligned} \tag{20}$$

Modelo com Risco Simétrico

$$\begin{aligned}
 QS_t^S = a_{20} + a_{21}D + a_{22}T + a_{23}E(PS_t)^S + a_{24}E(PM_t)^S + a_{25}PAD_t^S + \\
 a_{26}VPS_t^S + a_{27}VPM_t^S + a_{28}COVSM_t^S + V_{t2}.
 \end{aligned} \tag{21}$$

Modelo com Risco Assimétrico

$$\begin{aligned}
 QS_t^a = a_{30} + a_{31}D + a_{32}T + a_{33}E(PS_t)^a + a_{34}E(PM_t)^a + a_{35}PAD_t^a + \\
 a_{36}VPS_t^a + a_{37}VPM_t^a + a_{38}COVSM_t^a + V_{t3},
 \end{aligned} \tag{22}$$

onde os termos de erro V_{ts} são ruídos brancos com distribuição $(0, I_n\sigma_{V_{ts}}^2)$

Os sinais esperados dos parâmetros são:

$a_{ij} > 0$, para $i, j = 1, 2$ e 3 .

$a_{ij} < 0$, para $i = 1, 2$ e 3 ; $j = 4, \dots, 8$.

As funções de oferta convencional e com expectativas simples são estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou através da técnica iterativa de Cochrane-Orcutt (TICC), caso seja detectada presença de autocorrelação de primeira ordem, por meio da estatística de Durbin-Watson (Johnston, 1984; Pindyck & Rubinfeld, 1981). A oferta com expectativas

adaptativas é estimada por MQO em duas etapas (MQDE), conforme Maddala (1988). Por último, o modelo de oferta com expectativas racionais é estimado utilizando-se o procedimento de dois passos em dois estádios de mínimos quadrados (2PMQ2E), desenvolvido por Cumby et al. (1983), para gerar estimativas paramétricas coerentes ou consistentes e assintoticamente eficientes.

Um teste de F é utilizado para comparar significância dos coeficientes associados às funções de oferta convencional e com risco simétrico e assimétrico, de modo que a hipótese nula de todos os coeficientes associados com cada variável de risco sejam iguais a zero, ou seja, $a_{ij} = 0$, onde $i = 2, 3$ e $j = 6, 7$ e 8 , é testada contra a hipótese alternativa de que todos os coeficientes são diferentes de zero. Assim, é possível verificar se a inclusão da variáveis de risco eliminam o viés de especificação da função de oferta. Finalmente, a especificação dos modelos com risco simétrico e assimétrico, associados aos vários padrões de expectativas, é examinada através do teste t, descrito em Davidson & Mackinnon (1981) e Fisher & McAleer (1981).

As informações utilizadas no presente trabalho são séries temporais de vinte anos (1970-89), publicadas pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os modelos de oferta convencional e com expectativa simples foram estimados por meio do procedimento de Cochrane-Orcutt, uma vez que apresentam autocorrelação de primeira ordem.

Os resultados obtidos para o modelo de oferta convencional são apresentados nas Tabelas 1 e 2, para efeito de comparação com os modelos com riscos simétrico e assimétrico, respectivamente. Os sinais dos parâmetros estimados são coerentes com a teoria econômica, mostrando que aumento no preço esperado da carne suína tende a ser acompanhado de aumento na quantidade ofertada do produto, e incremento no preço esperado do milho (insumo) tende a ser acompanhado de redução na produção de carne suína. Todos os valores dos coeficientes de regressão parcial, exceto o coeficiente da variável preço da carne de aves defasado de um período (PAD_t^c), são significativos, pelo menos ao nível de 0,10 de probabilidade. O coeficiente de determinação ajustado pelos graus de liberdade é igual a 0,823, mostrando que 82,3% das variações observadas em produção de carne suína são explicadas pelas variáveis dependentes. A estatística F, com valor igual a 19,15, é significativa ao nível 0,01 de probabilidade. Estes resultados, portanto, indi-

TABELA 1. Modelos de oferta de carne suína convencional e com risco simétrico associado à formação de expectativas simples, adaptada e racional, Brasil, 1970-89.

Variável	Modelo convencional	Modelo com expectativa		
		Simples	Adaptada	Racional
Intercepto	577,424 ^(4*) (6,115)	593,350 ^(4*) (8,917)	684,911 ^(4*) (4,336)	333,955 ^(4*) (2,557)
Variável artificial	120,926 ^(3*) (2,476)	115,776 ^(4*) (3,092)	162,646 ^(3*) (2,463)	-25,763 ^{NS} (0,438)
Tendência	23,016 ^(4*) (4,822)	20,930 ^(4*) (6,464)	25,772 ^(4*) (5,376)	11,629 ^(4*) (2,620)
EPS _t [§]	0,642 ^(2*) (1,430)	0,962 ^(2*) (1,420)	1,075 ^{NS} (0,835)	5,486 ^(4*) (2,681)
EPM _t [§]	-1,243 ^(2*) (1,381)	-1,391 ^(2*) (1,382)	-1,868 ^{NS} (0,966)	-1,137 ^(2*) (1,465)
PAD _t [§]	6,104 ^{NS} (0,758)	3,670 ^{NS} (0,580)	7,307 ^(2*) (1,517)	-22,383 ^(2*) (1,538)
VPS _t [§]	---	-0,013 ^(*) (1,082)	-0,026 ^(2*) (1,380)	-0,030 ^(4*) (3,533)
VPM _t [§]	---	-0,009 ^{NS} (0,583)	-0,052 ^(*) (1,283)	-0,006 ^{NS} (0,621)
COVSM _t [§]	---	-0,025 ^(*) (1,194)	-0,077 ^(3*) (1,880)	-0,044 ^(4*) (3,687)
Teste F _(5;10 g.l.)	---	2,197^{NS}	1,796^{NS}	8,962^(4*)
E _s	0,128	0,192	0,212	1,097
E _m	-0,131	-0,158	-0,814	-0,129
E _s - Risco	---	-0,108	-0,125	-0,222
E _m - Risco	---	-0,049	-0,171	-0,033
E _{sm} - Risco	---	-0,145	-0,262	-0,254
R ²	0,823	0,890	0,739	0,950
Estatística F	19,150 ^(4*)	20,168 ^(4*)	6,656 ^(4*)	43,852 ^(4*)

Onde (*), (2*), (3*) e (4*) indicam significância aos níveis 0,15, 0,10, 0,05 e 0,01 de probabilidade, respectivamente; e os valores entre parênteses representam estatísticas t de Student.

Nota: Os parâmetros (α e β), na formação de expectativas adaptadas, são iguais a 0,694 e 1,000, respectivamente.

TABELA 2. Modelos de oferta de carne suína convencional e com risco assimétrico associado à formação de expectativas simples, adaptada e racional, Brasil, 1970-89.

Variável	Modelo convencional	Modelo com expectativa		
		Simples	Adaptada	Racional
Intercepto	577,424 ^(4*) (6,115)	647,233 ^(4*) (10,265)	761,305 ^(4*) (4,497)	824,215 ^(4*) (4,904)
Variável artificial	120,926 ^(3*) (2,476)	125,992 ^(4*) (3,337)	95,740 ^(2*) (1,596)	174,909 ^(4*) (4,101)
Tendência	23,016 ^(4*) (4,822)	20,605 ^(4*) (6,147)	20,112 ^(4*) (5,775)	22,160 ^(4*) (6,915)
EPS _t ^a	0,642 ^(2*) (1,430)	0,720 ^{NS} (0,993)	0,899 ^{NS} (0,829)	-0,989 (0,796)
EPM _t ^a	-1,243 ^(2*) (1,381)	-1,771 ^(*) (1,292)	-2,093 ^(2*) (1,356)	-2,691 ^(2*) (1,652)
PAD _t ^a	6,104 ^{NS} (0,758)	4,533 ^{NS} (0,641)	-0,603 ^{NS} (0,299)	16,672 ^(2*) (1,614)
VPS _t ^a	—	0,003 ^(3*) (1,849)	0,006 ^(2*) (1,495)	-0,0005 ^{NS} (0,105)
VPM _t ^a	—	0,003 ^(3*) (2,106)	-0,281 ^(*) (1,188)	0,008 ^(*) (1,228)
Teste F _(5;11 g.l.)	—	1,467 ^{NS}	0,569 ^{NS}	1,260 ^{NS}
E _s	0,128	0,144	0,177	-0,212
E _m	-0,131	-0,201	-0,233	0,306
E _s - Risco	—	0,010	0,029	-0,002
E _m - Risco	—	0,009	-0,007	0,024
\bar{R}^2	0,823	0,867	0,701	0,859
Estatística F	19,150 ^(4*)	17,736 ^(4*)	6,359 ^(4*)	16,646 ^(4*)

Onde (*), (2*), (3*) e (4*) indicam significância aos níveis 0,15, 0,10, 0,05 e 0,01 de probabilidade, respectivamente; e os valores entre parênteses representam estatísticas t de Student.

cam que a equação de oferta convencional ajusta-se bem ao fenômeno estudado.

A elasticidade-preço da oferta de carne suína, igual a 0,128, indica que

aumento de 10% no preço da carne tende a ser acompanhado de crescimento de 1,28% na quantidade ofertada do produto. A elasticidade-cruzada em relação a preço de milho é igual a -0,131, sugerindo que, para elevação de 10% no preço de milho, a produção de carne suína tende a sofrer redução de 1,31% e vice-versa (Tabela 1).

Com base nos critérios de coerência dos sinais dos parâmetros estimados e com base nas razões t e \bar{R}^2 (Maddala, 1988), o modelo de oferta com expectativas racionais é o mais aceitável. Esta evidência é apoiada pelo valor da estatística $F = 8,962$, significativa ao nível de 0,01 de probabilidade. Os sinais dos coeficientes das variáveis que indicam risco são coerentes com a teoria econômica, mostrando que, quanto maior a variabilidade de preços de produto e insumo, menor tende a ser a produção. Isto se deve ao fato de aumentar a dificuldade dos produtores de antecipação do comportamento futuro desses preços. Estes resultados sugerem, portanto, que os produtores de suínos são avessos a risco de preços. Os efeitos diretos de risco de preço de produto e os efeitos cruzados de risco de preço de insumo sobre a oferta de carne suína são significantes, pelo menos ao nível 0,15 de probabilidade, nos três modelos com expectativas. O coeficiente de risco de preço de insumo é significativo apenas no modelo de expectativas adaptadas.

A elasticidade-preço estimada de oferta de carne suína, em ambos os modelos com risco simétrico associado à formação de expectativas, é maior que a elasticidade-preço no modelo de oferta convencional. Estes resultados sugerem, portanto, que a omissão do risco de preço, na especificação de oferta, provoca viés na estimativa da resposta da produção em relação a mudanças em preço de produto. Assim, este viés pode levar a subestimação da quantidade de carne ofertada, na análise de política, em face da queda efetiva de preço. O valor da elasticidade-cruzada em relação a preço de insumo muda apenas moderadamente, sendo praticamente a mesma no modelo com expectativas racionais. Neste modelo, a elasticidade-risco de preço da carne suína é igual a -0,222, enquanto a do milho é igual a -0,033. Cabe observar, contudo, que o valor da elasticidade-risco de preço do milho não apresenta significância estatística, portanto não afeta a decisão dos produtores de carne de porco. A elasticidade-risco cruzada, captada pela covariância, por outro lado, é significativa pelo menos ao nível de 0,15 de probabilidade, nos três modelos. Estes resultados mostram que os produtores de suínos respondem mais a risco de preço de produto do que a risco de preço de insumo. Isto se deve ao fato de ser o milho cultivado, em maior ou menor escala, pelos criadores de suínos, o que contribui para reduzir a influência do preço de mercado do insumo sobre os custos de produção. Nota-se também que, ao contrário do modelo convencional, os modelos com expectativas simples e ra-

cionais indicaram estimativas de elasticidade-preço de produto superiores às de preço de insumo, indicando coerência com a observação participante.

O sinal do coeficiente da variável de preço de carne de aves, defasado um período (PAD_t), é coerente com a teoria econômica apenas no modelo de expectativas racionais, apresentando significância ao nível de 0,10 de probabilidade. O sinal negativo deste coeficiente indica que as atividades suínos e aves são competitivas, no sistema de produção pecuária, quanto à utilização de recursos, principalmente no que tange à aquisição de milho para ração. Nas demais especificações, o sinal deste coeficiente aparece trocado, mas seu valor não é significativo, exceto no modelo de expectativas adaptadas, em que é significativo ao nível de 0,10 de probabilidade. O coeficiente da variável de tendência tem sinal esperado e valor significativo ao nível de 0,01 de probabilidade, sugerindo que a pesquisa desenvolvida para melhorar o padrão tecnológico da suinicultura teve forte efeito sobre a produção de carne de porco, ao longo das últimas duas décadas. A variável artificial ou "dummy", utilizada para captar o efeito de abate indiscriminado de matrizes, no período 1976-78, apresenta sinal esperado e valor significativo ao nível de 0,05 de probabilidade, nos modelos de oferta convencional, com expectativa simples e adaptadas. No modelo de risco com expectativas racionais, o coeficiente desta variável não é significativo, indicando que, na formação de expectativas racionais, os produtores levam em conta todas as informações disponíveis e que os efeitos de impactos provocados por fatores adversos à atividade são plenamente neutralizados, dado o conhecimento de como se comporta a atividade econômica.

Nos modelos de oferta com risco assimétrico, o coeficiente da variável preço esperado de carne suína não é significativo e apresenta sinal negativo, no modelo de expectativas racionais (Tabela 2). No que se refere à variável preço esperado de milho, os sinais dos parâmetros estimados são coerentes à teoria e são significativos aos níveis de 0,15 e 0,10 de probabilidade, respectivamente, nos modelos de risco associados à formação de expectativas simples e de expectativas adaptadas e racionais. As variáveis indicadoras de variações de preço de carne de porco e de milho têm sinais esperados apenas nos modelos de risco com expectativas racionais e adaptadas, respectivamente, sendo neste último significativo apenas ao nível de 0,15 de probabilidade. O efeito cruzado de risco de preço foi excluído, por não apresentar contribuição para a explicação dos modelos. A estatística não significativa permite rejeitar a hipótese alternativa de que os modelos com risco assimétrico associado à formação de expectativas são melhor especificados.

As elasticidades-risco de preço da carne suína e do milho são pelo menos dez vezes inferiores às queles obtidas nos modelos com risco simétrico.

Isto indica que ausência de variáveis indicadores de risco, nos modelos de risco assimétrico, não provoca viés de grande magnitude na estimativa de produção de carne, em relação a variações de preços.

Compara-se o modelo convencional de oferta com os modelos de oferta associados a riscos simétrico e assimétrico (Tabela 3), por meio do teste t descrito em Fisher & McAleer (1981) e Davidson & Mackinnon (1981). A escolha do teste reside no bom comportamento, em termos de tamanho e potência, em casos com mesmo número de parâmetros (Godfrey & Pesaran, 1983), e no comportamento da forma da distribuição t de Student para pequenas amostras.

TABELA 3. Resultados do teste t, descrito por Fisher & McAller e Davidson & Mackinnon, sobre riscos de preço simétrico e assimétrico.

Modelo com expectativa	Hipótese alternativa	
	Risco simétrico	Risco assimétrico
Racional	5,470**	1,179
Adaptada	0,156	-0,343
Simple	1,357*	1,419*

Onde (*) e (**) indicam significância, aos níveis de 0,10 e 0,01 de probabilidade, respectivamente.

No caso do modelo de oferta com expectativas racionais, este teste indica que a especificação com risco de preço simétrico é preferida àquela com risco assimétrico, ao nível de 0,01 de probabilidade. Isto significa que os produtores respondem indiferentemente aos desvios de preço favorável e desfavorável, na formação de suas expectativas. Em outros termos, todas as informações disponíveis são consideradas no momento da tomada de decisão. O modelo de expectativa simples apresenta significância ao nível de 0,10 de probabilidade mas, nesse nível, o teste é inconclusivo. A hipótese nula é aceita para ambas as formulações de risco com expectativas adaptadas. Finalmente, pode sugerir-se que apenas o modelo de risco simétrico com expectativas racionais é superior ao modelo de oferta convencional. O baixo desempenho do modelo com expectativas adaptadas pode ser atribuído ao tamanho da amostra, considerado pequeno, no presente estudo.

O risco de preço influencia a tomada de decisão dos produtores de carne

suína. Assim, esse componente de risco tem fundamental importância na avaliação de políticas que contemplem o setor agropecuário. A oferta de carne suína é mais sensível a preços, nos modelos que incorporam risco, do que no modelo convencional. Então, o impacto na produção em resposta a aumento (redução) nos preços de carne pode levar a maior excedente (escassez) do produto, se a avaliação da política é feita com base em modelos convencionais que não incorporam risco. Naturalmente, o tratamento do risco pode aperfeiçoar a avaliação dos efeitos econômicos de políticas de estabilização.

A análise desenvolvida também sugere que a implementação de política de preços mínimos efetiva, com base nos custos reais de produção de longo prazo (Santana et al. 1990) para milho, reduz a instabilidade de preço e, com isto, diminui os efeitos de risco de preço de milho (insumo) e os efeitos cruzados sobre a oferta de carne suína.

CONCLUSÕES

Os resultados deste estudo permitem concluir que risco de preço é fator importante no mercado de carne suína. Indicam também que os modelos estruturados com risco assimétrico ou com expectativas simples e adaptadas não são apropriados para medir risco de preço.

O modelo de oferta com expectativas racionais mostrou-se mais apropriado para medir risco de preço. Portanto, pode-se concluir que os produtores de carne suína são agentes otimizadores e avessos a risco. Este resultado é coerente com a hipótese de expectativas racionais.

Finalmente, a elasticidade-preço de oferta, no modelo com expectativas racionais, igual a 1,097, é muito superior àquela estimada no modelo de oferta convencional. Este resultado é importante na avaliação dos efeitos de políticas de estabilização voltadas para o setor agropecuário.

REFERÊNCIAS

- ANTONOVITZ, F. & GREEN, R. Alternative estimates of fed beef supply response to risk. *Amer. J. Agr. Econ.*, v.72, n.2, p.475-487, May 1990.
- ARADHYULA, S.V. & HOLT, M.T. Risk behavior and rational expectations in the U.S. broiler market. *Amer. J. Agr. Econ.*, v.71, n.4, p.892-902, November 1989.
- ATWOOD, J. Demonstration of the use of lower partial moments to improve safety-first probabilistic limits. *Amer. J. Agr. Econ.*, 67, n.2, p.787-793, May 1985.

- CAGAN, P. The monetary dynamics of hiperinflation. In: FRIEDMAN, M. **Studies in the quantity theory of money**. Chicago: University of Chicago Press, 1956. p.25-117.
- CUMBY, R.E.; HUIZINGA, J.; OBSTFELD, M. Two-step two-stage least equares estimation in models with rational expectations. **J. Econometrics**, v.21, n.3, p.333-355, April 1983.
- DAVIDSON, R. & MACKINNON, J.G. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. **Econometrica**, v.49, n.3, p.781-793, May 1981.
- FGV. **Agroanalysis**, Rio de Janeiro, v.4, n.9, p.4-39, set. 1980.
- · vol. 11, n.5, p.13-4, maio 1987.
- · vol. 12, n.7, p.21, jul. 1988.
- · vol. 13, n.3, p.2-3, mar. 1989a.
- · **Conjuntura econômica**, Rio de Janeiro, v.44, n.1, jan. 1987.
- FISHER, B.S. Rational expectations in agricultural economics research and policy analysis. **Amer. J. Agr. Econ.**, v.64, n.2, p.260-265, May 1982.
- FISHER, G.R. & McALEER, M. Alternative procedures and associated tests of significance for non-nested hypotheses. **J. Econometrics**, v.16, n.1, p.103-119, May 1981.
- GARDNER, B.L. Futures prices in supply analysis. **Amer. J. Agr. Econ.**, v.58, n.2, p.81-84, February 1976.
- GODFREY, L.G. & PESARAN, M.H. Tests of non-nested regression models, small sample adjustments and Monte Carlo evidence. **J. Econometrics**, v.21, n.1, p.133-154, January 1983.
- GUEDES, P. & MASCOLO, J.L. Expectativas racionais em modelos macroeconômicos para a economia brasileira. **Revista de Econometria**, v.1, n.2, p.41-76, nov. 1981.
- HILDRETH, C. What do we know about agricultural producer's behavior under price and yield instability? **Amer. J. Agr. Econ.**, v.59, n.5, p.898-902, December 1977.
- HOFFMAN, D.L. & SCHMIDT, P. Testing the restrictions implied by the rational expectations hypothesis. **J. Econometrics**, v.15, n.2, p.265-287, February 1981.
- HURT, C.A. & GARCIA, P. The impact of price risk on sow farrowings, 1967-78. **Amer. J. Agr. Econ.**, v.64, n.3, p.565-568, August 1982.
- JOHNSTON, J. **Econometric methods**. New York: McGraw-Hill, 1984. 568p.
- JUST, R.E. An investigation of the importance of risk in farmer's decisions. **Amer. J. Agr. Econ.**, v.56, n.1, p.14-25, February 1974.
- · Risk response models and their use in agricultural policy evaluation. **Amer. J. Agr. Econ.**, v.57, n.5, p.836-843, December 1975.
- KANDIR, A. **A dinâmica da inflação; uma análise das relações entre inflação, fragilidade financeira do setor público, expectativas e margens de lucro**. São Paulo: Nobel, 1989. 180p.
- LIN, W. Measuring aggregate supply response under instability. **Amer. J. Agr. Econ.**, v.59, n.5, p.903-907, December 1977.
- MADDALA, G.S. **Econometrics**. Singapore: McGraw-Hill, 1988. 516p.
- MARKOWITZ, H. **Portfolio selection**. New Haven: Yale University Press, 1970.
- R. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v.30, n.1, p.21-39, jan./mar. 1992

- MUTH, J.F. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica**, v.29, n.3, p.315-335, 1961.
- PINDYCK, R.S. & RUBINFELD, D.L. **Econometric models and economic forecasts**. New York: McGraw-Hill, 1981. 630p.
- SANDMO, A. On the theory of the competitive firm under price uncertainty. **Am. Econ. Rev.**, v.61, n.1, p.65-73, 1971.
- SANTANA, A.C. de; RUFINO, J.L.S.; VALE, S.M.L.R.; TEIXEIRA, E.C.; GARCIA, S.A. Efeitos da política de preços mínimos nos mercados de algodão e arroz no Nordeste. **Anais do Congresso de Economia e Sociologia Rural**, Campinas, v.29, n.2, p.83-106, jul./ago. 1990.
- SIMONSEN, M.H. Expectativas racionais. **Econometrica**, v.1, n.2, p.41-76, November 1981.
- TAUER, L.W. Target Motad. **Amer. J. Agr. Econ.**, v.65, n.3, p.606-610, August 1983.
- TRONSTAD, R. & McNEILL, T.J. Asymmetric price risk; an econometric analysis of aggregate sow farrowings. **Amer. J. Agr. Econ.**, v.71, n.3, p.630-637, August 1989.
- TWEETEN, L. **Farm policy analysis**. San Francisco: Westview Press, 1989. 399p. Cap. 5.
- WALLIS, K.F. Econometric implications of the rational expectations hypothesis. **Econometrica**, v.49, n.1, p.49-74, 1980.