

5

Erro de Apreçamento: Custo de Transação versus Convenience Yield

A presente seção tem como objetivo documentar os erros de apreçamento implícito nos preços teóricos que evitam oportunidades de arbitragem nos contratos futuros de boi gordo e milho da BM&F. Para avaliar a relevância de custos de transação e da *convenience yield* como determinantes desses erros de apreçamento, a segunda parte desta seção usará a crise cambial brasileira de 2002.

5.1. Magnitude do Erro de Apreçamento

A análise dos erros de apreçamento percentuais começa com seu cálculo para cada contrato, cada dia de negociação e cada vencimento em aberto. No total, a base de dados é composta de 7.088 observações de erros de apreçamento percentuais.

A tabela 9 mostra que, no período amostral total, o erro médio de apreçamento do boi gordo é negativo em 3.87%. Pela equação (10), o erro de apreçamento negativo implica que, no período todo, o risco de desabastecimento (isto é, a *convenience yield*) é mais relevante do que os custos de transação.

O milho também apresentou erro de apreçamento médio negativo de 11,51%. O preço futuro, dessa forma, esteve cerca de 12% abaixo do preço de não arbitragem sob a hipótese de concorrência perfeita. Como já foi discutido, o erro de apreçamento negativo sugere que o custo de transação foi menos relevante do que a *convenience yield* no período como um todo.

Todos os erros são significantes a 1%. Os testes de diferença entre essas médias indicaram que elas são estatisticamente diferentes, sob um nível de significância de 5%. Portanto, o *convenience yield* parece ser mais relevante para o milho do que para o boi gordo. Ou então, o custo de armazenamento, que implica um erro de apreçamento positivo, é mais relevante para o boi gordo do que o milho, o que parece ser bastante provável.

5.2. **Convenience Yield versus Custo de Transação**

A hipótese de identificação que este trabalho usa para separar os custos de transação da *convenience yield* é que, enquanto o último é afetado pela probabilidade de uma crise, a primeira deve ser relativamente invariante ao estado da economia. Dada a hipótese de identificação, foi usada a crise cambial brasileira de 2002 para separar o componente do erro de apreçamento que se mantém invariante no período amostral – o custo de transação – do componente que pula com a perspectiva da crise – a *convenience yield*.

A crise cambial brasileira de 2002 está fortemente ligada à sucessão presidencial do então presidente Fernando Henrique Cardoso. A partir do início de 2002, pesquisas eleitorais indicavam que o candidato da oposição, Luiz Inácio Lula da Silva, liderava a campanha presidencial. O candidato, que concorreria ao pleito pelo Partido dos Trabalhadores (PT), na época amedrontava os investidores e agentes do mercado financeiro e produtivo.¹⁰

A crise de confiança dos agentes com relação aos possíveis rumos da economia brasileira resultou na saída de capitais e de investimentos financeiros, além de reduzir as reservas internacionais do país, a partir da metade de 2002. O real sofreu um processo de depreciação de 53,2% ao longo do ano, chegando ao patamar elevado de R\$ 3,95 em outubro de 2002. Concomitantemente, a taxa de juros e o risco-país subiram, configurando um ambiente de crise na economia brasileira.

A figura 6 mostra a evolução da taxa Selic diária e da taxa de câmbio PTAX. Como pode ser observado, no ano de 2002, em especial no segundo semestre, ocorreu um aumento de ambas as variáveis. A crise cambial de 2002, que pode ser verificada no gráfico, foi a primeira, e até o momento única, desde que as *commodities* estudadas na Seção 2 passaram a ser negociadas amplamente na BM&F no formato atual.

¹⁰ Entre as propostas de Lula em eleições anteriores, constavam o não-pagamento da dívida externa, o fim das relações com o Fundo Monetário Internacional (FMI) e uma redução brusca da taxa de juros sem a devida preocupação com o controle inflacionário. Mesmo com a declaração da Carta Aberta ao Povo Brasileiro, onde o Partido dos Trabalhadores se comprometia a cumprir os compromissos e saldar as dívidas assumidas pelo governo da época, os investidores se demonstraram temerosos com a possibilidade de vitória de um candidato ainda com uma imagem de sindicalista radical.

5.2.1. Testes Propostos

Para a análise conjunta dos dados, considera-se que uma observação corresponde a um erro de apreçamento percentual associado a um contrato em aberto de boi gordo ou milho, com vencimento em um determinado dia. Para esse mesmo dia, há informação sobre a taxa de juros diária Selic, a maturidade do referido vencimento em aberto, a taxa de câmbio, o índice Ibovespa e o C-Bond *spread*. Esse último é uma medida da intensidade da crise. Os dados foram empilhados, tal que o número total de observações completas chegue a 7.088. Como observação completa, entende-se que seja aquela que contenha informações de todas as variáveis citadas anteriormente.

Dois modelos multivariados são estimados. No primeiro, o objetivo é estimar o componente do erro de apreçamento que não varia com a probabilidade da crise. Tal componente é o custo de transação. Para esse primeiro teste, usaremos variáveis contínuas – Selic, C-Bond *spread*, taxa de câmbio e Ibovespa – para capturar a probabilidade da crise em cada instante. Os custos de transação dos contratos do boi gordo e do milho são capturados por *dummies* de contrato.

No segundo modelo multivariado, o objetivo é estimar um limite inferior para a *convenience yield* em um momento de crise. Esse experimento usa uma *dummy* de crise para estimar tal limite.

5.2.1.1. Custos de transação

A primeira regressão realizada é a seguinte:

$$EAPP_{iT} = \beta_1 boi + \beta_2 milho + \phi_{iT} maturidade_{iT} + \delta_t selic_t + \eta_t câmbio_t + \mu_t ibovespa + \rho_t cbondspread_t + \lambda_t dummiessazonais_t + \varepsilon_{iT}$$

(13)

A variável dependente $EAPP_{iT}$ é o erro de apreçamento percentual do contrato i na data t para o vencimento T . As variáveis independentes de interesse são *dummies*. Mais especificamente, foram construídos *dummies* identificando cada uma das *commodities*, isto é, o contrato sobre o boi gordo e o milho. Por exemplo, a *dummy* de boi gordo recebe valor 1 quando o erro de

apreçamento percentual é oriundo de um contrato de boi gordo e valor 0 no caso contrário.

Sob a hipótese de identificação, as *dummies* das *commodities* representam o custo de transação, ou seja, a parte fixa do erro de apreçamento percentual, que não deve ser influenciada por uma crise econômica como a de 2002. Dessa forma, algumas variáveis de controle foram introduzidas no modelo com o objetivo de capturarem o efeito da crise.

Por exemplo, foi utilizada a taxa de juros Selic diária, como um indicador da situação econômica. O sinal de seu coeficiente é incerto, já que o aumento dos juros diários deve aumentar as taxas da estrutura a termo, levando ao crescimento dos preços futuro e teórico. A taxa de câmbio, por sua vez, foi muito afetada em 2002, passando por um forte processo de depreciação ao longo do período da crise. O C-Bond *spread* procura capturar mudanças na crise, enquanto o Ibovespa confere um panorama do mercado financeiro do Brasil durante o período amostral.

Além das *dummies*, foram incluídos alguns controles como variáveis independentes. A maturidade, por exemplo, é importante, já que à medida que o contrato futuro se aproxima do seu vencimento, a *convenience yield* deve decrescer. Essa variável é denominada *maturidade_{it}*, referindo-se à maturidade do contrato futuro da *commodity* *i* na data *t* para o vencimento *T*. Também foram incluídas *dummies* de sazonalidade. Elas atribuem valor um para todas as observações com erros de apreçamento percentuais oriundos de contratos futuros negociados em um dia pertencente a um determinado mês de um determinado ano e 0 caso contrário. Assim, a *dummy* de janeiro de 2002 atribui valor um para observações com erros de apreçamento de negociações em janeiro de 2002 e 0 para as demais observações. O objetivo é controlar para o efeito sazonal das *commodities* agropecuárias ao longo do ano (época de safra e estação do ano), além de um possível efeito de longo prazo no decorrer dos anos da amostra.¹¹

5.2.1.2. **Convenience Yield**

A segunda regressão realizada é a seguinte:

¹¹ Ver Fama e French (1987).

$$EAPP_{iT} = \beta_1 \text{boi} + \beta_2 \text{milho} + \alpha_1 (\text{boi} * \text{crise}) + \alpha_2 (\text{milho} * \text{crise}) + \phi_{iT} \text{maturidade}_{iT} + \lambda_t \text{dummiessazonais}_t + \varepsilon_{iT}$$

(14)

A variável dependente $EAPP_{iT}$ é o erro de apreçamento percentual da *commodity* i na data t para o vencimento T . As variáveis independentes de interesse são *dummies*. Foram construídos dois grupos de *dummies*. O primeiro é similar ao utilizado na regressão do exercício anterior, ou seja, duas *dummies* identificando cada uma das *commodities*. Já o segundo grupo é resultado da interação dessas *dummies* de *commodities* com a *dummy* de crise, que toma valor um se a data t pertence ao intervalo de crise e valor zero caso contrário.

Sob a hipótese de identificação, as *dummies* das *commodities* representam o custo de transação, ou seja, a parte fixa do erro de apreçamento percentual. Já a interação da *dummy* de crise com a *dummy* de *commodity* permite analisar a importância da *convenience yield* para cada *commodity*.

A idéia é que a *convenience yield* varia com a probabilidade de crise. Logo, uma *dummy* que compreenda um período associado a uma maior probabilidade de crise deve capturar os efeitos da *convenience yield* sobre o erro de apreçamento. Assim sendo, para não distorcer o significado do coeficiente associado à esta interação, as variáveis de controle utilizadas no primeiro exercício para capturarem o efeito da crise foram removidas da regressão. Dessa forma, esse exercício permite analisar, separadamente, o efeito da *convenience yield* no erro de apreçamento do boi e do milho.

A regressão foi realizada de duas formas diferentes, cada qual utilizando *dummies* de crise distintas. Elas se distinguem pelo intervalo definido para a crise de 2002. Na primeira forma, todo o ano de 2002 está compreendido na variável. Já na segunda, os anos de 2001 e de 2002 foram incluídos.

Assim como ocorreu no primeiro exercício, foram incluídas variáveis de controle. Tanto a maturidade quanto as *dummies* de sazonalidade são responsáveis por filtrar possíveis distúrbios da análise, devido a comportamentos normais da vida dos contratos (vencimentos) e movimentos sazonais das *commodities* ao longo do período amostral.

5.2.2. Resultados

A tabela 10 apresenta os resultados do primeiro exercício. Como pode ser observado, os coeficientes das *dummies* das *commodities* são todos significantes e positivos. A regressão indica novamente que os custos de transação são relevantes, sob a hipótese de que o custo de carregamento não varia com a probabilidade de crise.

Os coeficientes das *commodities* serem positivos indica que, tanto para o milho quanto boi gordo, o custo de carregamento é positivo. Logo, ele gera uma elevação do erro de apreçamento percentual. Para o boi gordo, o custo de transação seria responsável por 21,10 pontos percentuais do erro de apreçamento. Já para o milho, o custo de transação explica 14,47 pontos percentuais.

Os coeficientes das variáveis de interesse do primeiro exercício são estatisticamente significantes a 1%. Além disso, o coeficiente do boi gordo é estatisticamente maior do que o coeficiente do milho, com um p-valor de 1% (resultado do teste de diferença dos coeficientes não consta da tabela). Tal resultado faz sentido econômico, já que os custos de armazenamento de boi gordo – em última análise seres vivos que necessitam de energia para sobreviverem, o que gera despesa – são maiores do que os do milho. Custos de frete, seguros e estocagem, principalmente esta última, são menos relevantes no caso do milho.

Entre as variáveis de controle, mostraram-se relevantes a maturidade, a taxa de juros Selic diária, o índice diário do Ibovespa e as *dummies* sazonais. Os coeficientes das demais variáveis demonstraram-se insignificantes. O R² da regressão é de 67,94%.

O painel A da tabela 11 apresenta os resultados do segundo exercício, com uma regressão que utiliza a *dummy* de crise para todo o ano de 2002. Como pode ser observado, o coeficiente da *dummy* do boi gordo é significativo a 11% e positivo, em 1,77 pontos percentuais. Já o coeficiente da *dummy* do milho é significativo a 1%, porém negativo, em 5,15 pontos percentuais. O valor negativo sugere que a *convenience yield* é bastante relevante para o milho antes do ano de 2002.

Os resultados de maior interesse são os coeficientes das interações das *dummies* de *commodities* com as *dummies* de crise são significantes e com o sinal negativo esperado. O coeficiente do boi gordo indica um efeito negativo de

16,68 pontos percentuais da *convenience yield* no erro de apreçamento. Para o milho, o efeito é negativo em 16,38 pontos percentuais. Os dois impactos são estatisticamente iguais, ou seja, o efeito estimado da *convenience yield* é similar para o erro de apreçamento do boi gordo e do milho. Os resultados sugerem que a crise de 2002 aumentou a *convenience yield* dos dois contratos na mesma ordem de magnitude, ordem essa que é comparável ao custo de transação estimado na primeira regressão.

O painel A da tabela 11 também mostra que, como na regressão anterior, o erro de apreçamento cai quando o contrato chega próximo do fim: coeficiente de negativo (0,028) e significativo a 1%. O R2 da regressão é de 68,15%.

Como o valor negativo para a *dummy* do milho sugere que a *convenience yield* é relevante antes de 2002, o painel B da tabela 11 apresenta os resultados de um segundo exercício, cuja *dummy* de crise inclui não apenas o ano de 2002, mas também o ano de 2001.

A ampliação do período da *dummy* não muda significativamente os resultados do painel A. A *convenience yield* continua subindo por volta de 16% na crise, e a *dummy* do milho continua negativa. A conclusão é que as variáveis contínuas – Selic, Ibovespa e C-bond spread – são importantes para captar a probabilidade da crise ao longo do período amostral. Ainda assim, as duas regressões da tabela 11 mostram que a subida da *convenience yield* é relevante nos anos de crise.