



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ-UFC
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA-CAEN

LUCAS GURGEL LEITE

**INFLAÇÃO DE ALIMENTOS E DERIVATIVOS AGROPECUÁRIOS: UMA ANÁLISE
DE CAUSALIDADE PARA O PERÍODO DE 1999 A 2011**

FORTALEZA
2012

LUCAS GURGEL LEITE

INFLAÇÃO DE ALIMENTOS E DERIVATIVOS AGROPECUÁRIOS: UMA ANÁLISE DE
CAUSALIDADE PARA O PERÍODO DE 1999 A 2011

Dissertação submetida ao Curso de Pós-Graduação em
Economia, da Universidade Federal do Ceará, como
requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em
Economia.

Orientador : Prof. Luiz Ivan de Melo Castelar

FORTALEZA

2012

LUCAS GURGEL LEITE

INFLAÇÃO DE ALIMENTOS E DERIVATIVOS AGROPECUÁRIOS: UMA ANÁLISE DE
CAUSALIDADE PARA O PERÍODO DE 1999 A 2011

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em
Economia

Aprovada em: 24/04/2012

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar
UFC/CAEN

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
UFC/CAEN

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
UNIFOR

À minha família

AGRADECIMENTOS

A Universidade Federal do Ceará (UFC) e ao CAEN, por me disponibilizar sua infraestrutura para realização desse trabalho.

Aos meus amigos da turma do mestrado de 2010 que tornaram esses dois anos de curso um dos melhores períodos da minha vida.

Aos professores do CAEN, pelo excelente nível de conhecimento prestado. Em especial, ao professor Luiz Ivan de Melo Castelar que aceitou prontamente ser meu orientador e que me presenteou com seu conhecimento sempre vivo e com sua presteza sempre útil.

Ao professor Roberto Tatiwa Ferreira e ao professor Nicolino Trompieri Neto por aceitarem fazer parte da banca examinadora dessa dissertação.

Aos funcionários do CAEN que são amizades importantes e que sempre me ajudaram no que fosse preciso durante o decorrer do curso.

E aos demais que, de alguma forma, contribuíram na elaboração dessa dissertação.

RESUMO

Este estudo tem como objetivo analisar a relação entre as operações de derivativos agropecuários e a inflação de alimentos no Brasil e no exterior. Para tanto, são utilizados dados mensais referentes ao número de negócios efetuados com contratos de derivativos agrícolas na BMF&BOVESPA, ao IPCA relativo à alimentação e aos preços internacionais de *commodities* agropecuárias de janeiro de 1999 até janeiro de 2011. Faz-se uso do teste Dickey Fuller Aumentado (1979), do teste de cointegração de Johansen (1988), da causalidade de Granger com uma estrutura de mecanismo de correção de erros (GRANGER,1986), além do teste de causalidade de longo-prazo desenvolvido por Bruneau e Jondeau (1999). Os resultados obtidos indicam, tanto no curto como no longo prazo, uma causalidade unidirecional dos preços internacionais de *commodities* agropecuárias sobre o volume de derivativos, além da ausência de relação causal entre este último e a inflação nacional de alimentos. Dessa forma, tem-se que a hipótese preponderante é a do efeito preço, ou seja, alterações dos preços no mercado à vista causam no sentido de Granger o aumento do uso de derivativos, sendo que o índice de referência dos agentes são os preços internacionais. Por fim, os resultados demonstram, ainda, apenas para o longo prazo, uma causalidade unidirecional da inflação internacional de alimentos sobre a brasileira, comprovando a significância do setor externo nas alterações dos preços nacionais de alimentos.

Palavras-chave: Inflação, derivativos, *commodities* agropecuárias, modelo de correção de erros.

ABSTRACT

This study aims to analyze the relationship between the derivative operations and agricultural food inflation in Brazil and abroad. To this end, monthly data are used about the number of trades carried out on agricultural derivative contracts in BMF & BOVESPA, the IPCA of food and international prices of agricultural commodities from January 1999 until January 2011. The analysis applies some tests, such as the Augmented Dickey-Fuller (1979), the cointegration test of Johansen (1988), the Granger-causality test within an error-correction framework (GRANGER,1986) and the long-run causality test developed by Bruneau e Jondeau (1999). The results indicate both on short and long term a unidirectional causality from the international prices of agricultural commodities to the volume of derivatives contracts, and also the absence of a causal relationship between the latter and domestic food inflation. It follows that the dominant hypothesis is the price effect, thus changes in prices in the spot market Granger cause the elevation of the use of agricultural derivatives, although the reference to the agents are the international prices. Finally, the results still show, just for the long term, a unidirectional causality of the international food inflation on the Brazilian's, demonstrating the significance of the foreign sector in the national food prices.

Keywords: Inflation, Derivatives, Agricultural commodities, Error correction model

LISTA DE FIGURAS E TABELAS

FIGURA 1 – Evolução dos índices relativos a inflação nacional de alimentos, preços internacionais de *commodities* agropecuárias e número de negócios realizados com derivativos agropecuários na BMF&BOVESPA

TABELA 1 – Teste de Raiz Unitária;

TABELA 2 – Teste de Cointegração;

TABELA 3 – Estimação MCE;

TABELA 4 – Teste de Significância Conjunta;

TABELA 5 – Resultados dos testes individuais de causalidade de longo-prazo;

TABELA 6 – Síntese dos resultados

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
2. REFERENCIAL TEÓRICO E REVISSÃO DE BIBLIOGRAFIA.....	13
3. METODOLOGIA.....	17
3.1 Base de Dados.....	18
3.2- O Modelo Econométrico.....	20
4.RESULTADOS EMPÍRICOS.....	25
5. CONCLUSÃO.....	32
6. REFERÊNCIAS.....	34

1. INTRODUÇÃO

Recentes discussões acerca dos elevados preços dos alimentos ao redor do mundo têm abordado o possível papel dos agentes que atuam nos mercados futuros de *commodities* agropecuárias neste fenômeno. Essa hipotética associação entre os aumentos dos investimentos em contratos com derivativos agropecuários e o crescimento global dos preços dos alimentos representaria um novo problema para os responsáveis pelas políticas econômicas, pois além de comprometerem o combate à fome e a desnutrição, a elevação dos preços de alimentos tem um potencial efeito nocivo sobre a política monetária. Isto porque, no intuito de conter pressões inflacionárias, países de baixa e média renda tendem a elevar suas taxas internas de juros, gerando um aumento dos influxos de capitais especulativos, o que poderia causar graves prejuízos à estabilidade econômica e ao crescimento do país.

No Brasil, contratos de derivativos¹ são negociados na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BMF&BOVESPA). Os derivativos negociados podem ser financeiros e não-financeiros. Dentro os financeiros, destacam-se os derivativos sobre taxas de juros, moedas, ações e índices. Os derivativos não-financeiros, por sua vez, correspondem aos de petróleo e ativos agropecuários (boi gordo, algodão, soja, açúcar, etanol, milho e café). Segundo dados da própria Bolsa BMF&BOVESPA (2011), esta foi considerada, em 2009, a sexta maior bolsa do mundo em volume de negociações. No período 2000-2009, as transações e registros evoluíram de 82,95 milhões para 373,41 milhões de contratos. Nesse contexto, destaca-se o papel dos derivativos agropecuários negociados na BMF&BOVESPA visto que, entre 1999 e 2011, o número de negócios com derivativos agropecuários teve um aumento de mais de 600%, ou seja, mais de sete vezes, representando hoje cerca de 7% do número total de negócios realizados na área de mercadorias e futuros.

Normalmente, os mercados de negociação de derivativos fornecem ferramentas de gerenciamento do risco, tais como futuros e opções, para que os participantes dos mercados, sejam eles fazendeiros, comerciantes ou produtores, possam proteger-se das oscilações dos

¹ A comissão de Valores Mobiliários-CVM (2007) define derivativos como ativos financeiros cujo valor resulta, integral ou parcialmente, do valor de outro ativo financeiro ou mercadorias negociadas no mercado à vista, podendo ser caracterizados como contratos a termo, contratos futuros, opções de compra e venda e *swaps*. No caso específico do setor agropecuário, os principais tipos de derivativos negociados são os contratos futuros juntamente com as opções de compra/venda (BMF&BOVESPA, 2011).

preços futuros. Dessa forma, é por meio desses mercados que estes agentes conseguem garantir a fixação dos preços de determinadas mercadorias que, no caso dos agropecuários, sofrem influência direta de fatores externos como clima, pragas e outros. Esta função econômica de transferência de risco é vista como a principal característica dos derivativos (HULL, 1996); (MARSHALL, 1927). Além disso, esses contratos de derivativos negociados, por estarem trabalhando com preços futuros, auxiliariam na formação de expectativas sobre os preços à vista, fornecendo, assim, uma medida de previsibilidade na determinação dos preços futuros. Entretanto, esses instrumentos permitem a realização de outra atividade: a especulação. Os especuladores, caracterizados por buscarem principalmente o lucro com os movimentos futuros dos preços, apesar de serem essenciais para o adequado funcionamento desses mercados ao promover sua liquidez, podem desempenhar também um papel nocivo à eficiência dos derivativos uma vez que excessivos níveis de especulação podem levar a mudanças bruscas e inesperadas dos preços futuros das *commodities*. Tais oscilações alterariam, portanto, os sinais transmitidos aos produtores agropecuários, podendo causar desde uma má alocação dos recursos, até um impacto direto nos preços desses produtos nos mercados à vista.

A partir deste contexto, acadêmicos, *police makers* órgãos reguladores e agentes de mercado têm analisado qual o impacto do crescimento das negociações de derivativos nos preços à vista dos ativos subjacentes a estes contratos. Nesse sentido, o presente estudo tem como objetivo principal evidenciar a relação entre a inflação de alimentos no Brasil e o volume de derivativos agropecuários negociados na BMF&BOVESPA. No intuito de captar relações tanto de curto como de longo-prazo, leva-se em consideração o período que compreende a vigência do regime de metas de inflação, a saber, de 1999 a 2011. Ademais, sendo os preços dos produtos agropecuários fortemente influenciados por fatores exógenos como clima e pragas, o presente estudo procurará verificar ainda a influência de outro fator externo, os preços internacionais de *commodities* agropecuárias, sobre a inflação nacional de alimentos.

Diante dessas considerações, proceder-se-á, na seção 2, a uma revisão sobre a literatura existente sobre o assunto e, na seção 3, serão demonstrados os dados e a metodologia do modelo econométrico empregado. Na seção 4, serão apresentados e analisados os resultados obtidos e, por último, na seção 5, as considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO E REVISÃO DE BIBLIOGRAFIA

A discussão sobre o impacto dos contratos futuros sobre o preço à vista das mercadorias vem ganhando uma atenção contínua por parte dos pesquisadores. O debate é bastante intenso, uma vez que não existe consenso acerca das influências dos preços futuros nas cotações dessas mercadorias no mercado à vista.

Em geral, três possíveis relações de causalidade entre contratos futuros e preço à vista são analisadas: (1) efeito especulação, (2) efeito preço e (3) interdependência.

Por efeito especulação entende-se a relação de causalidade em que a especulação excessiva nos mercados futuros teria o condão de alterar significativamente os preços futuros das *commodities* e, através das oportunidades de arbitragem geradas, influenciar os preços à vista de maneira relevante. Assim, apenas fatores tradicionais relacionados à demanda e oferta não conseguiriam explicar algumas alterações bruscas e repentinas dos preços das mercadorias negociadas nos mercados à vista, já que os derivativos exerceriam papel relevante nesse processo. Em outras palavras, quando o mercado percebe que os preços futuros e à vista estão altamente fora de paridade, os arbitradores passariam a explorar essas discrepâncias, seja atuando no mercado à vista ou com novas posições no mercado futuro. Nesse sentido, a realização de operações especulativas, ao influenciarem as expectativas sobre esses preços futuros, adicionaria mais força sobre as pressões inflacionárias no mercado à vista. Ademais, os derivativos, ao possibilitarem negociações alavancadas, onde o capital utilizado representa apenas uma pequena parcela do valor total de contratos movimentados, permitiriam que o capital necessário para se negociar no mercado futuro fosse muito menor do que no à vista. Dessa forma, abrir-se-ia margem para uma utilização excessiva desses instrumentos a um custo relativamente baixo, o que poderia causar um aumento artificial da demanda futura de algumas *commodities*, influenciado diretamente os preços futuros e conseqüentemente os preços à vista. Tal visão é abordada por Pace, Seal e Costello (2008), Cooke e Robles (2009) e Soros (2008).

A relação de causalidade do efeito preço traduz a ideia de que o desenvolvimento dos contratos futuros é consequência, e não causa das alterações dos preços. Tal assertiva parte do pressuposto de que quaisquer alterações nos preço à vista das mercadorias estariam refletindo mudanças nos fundamentos destes mercados, sejam eles fatores relacionados à demanda ou à

oferta, e que os contratos futuros negociados não teriam um impacto significativo para influenciar esses fundamentos. Ressalte-se que, apesar do movimento dos preços influenciar a procura por derivativos, tanto por aqueles que desejam realizar *hedge*² como pelos agentes que investem em tais ativos financeiros, visando o lucro sobre as incertezas relacionadas a esses preços, estes últimos proporcionariam a liquidez necessária para permitir a transferência dos riscos para terceiros. Note que, caso atuassem no mercado de derivativos apenas agentes visando operações de *hedge*, o número de negócios seria bastante reduzido, o que impediria o desenvolvimento desse mercado. Portanto, o exame da relação de causalidade entre contratos futuros e preço à vista sob a perspectiva do efeito preço conclui que mudanças nos preços à vista influenciariam os contratos futuros seja por motivos especulativos, seja para realizar operações de *hedge* sem que os mesmos tivessem relevância para gerar novas alterações nos preços do mercado à vista. Tal análise pode ser encontrada nos trabalhos de IOSCO³ (2009); Irwin, Sanders e Merrin (2009) e Krugman (2008).

Além dessas duas distintas hipóteses, existe ainda uma terceira que coaduna as anteriores. Por conseguinte, haveria uma interdependência entre os preços à vista e futuros, de modo que alterações nos preços à vista estimulariam a utilização de derivativos e estes, por meio de especulações sobre o comportamento dos preços futuros, gerariam novas alterações até que um novo equilíbrio fosse alcançado. Esta relação de interdependência é analisada por Stoll e Whaley (1990) e Stein (1961).

Antoshin e Samiei (2006) analisam os mercados de óleo bruto, cobre, açúcar, café e algodão dos Estados Unidos. Os autores utilizam dados semanais de setembro de 1995 a junho de 2006, sendo o número de posições negociadas por agentes não comerciais (não relacionados com as etapas produtivas, especuladores e investidores, por exemplo) empregada como uma *proxy* para a intensidade de atividades especulativas, e tanto o preço à vista como o preço futuro dessas *commodities* são considerados. Para averiguar a validade do efeito especulação, utilizam o Modelo de Correção de Erro Vetorial (MCEV), analisando a direção de causalidade entre as variáveis. Os resultados para as cinco *commodities*, tanto no curto como no longo prazo, sugerem que a direção da causalidade vai dos preços para a atividade especulativa, e não o contrário,

² *Hedge* é a operação realizada no mercado de derivativo que visa fixar antecipadamente o preço de uma mercadoria ou ativo financeiro de forma a neutralizar o impacto de mudanças no nível de preços do mercado à vista.

³ *International Organization of Securities Commissions*

confirmando a hipótese do efeito preço. Resultados similares são encontrados em Sander, Boris, e Manfredo (2004) para os mercados norte americano de óleo bruto, gasolina, óleo para aquecimento e gás natural, entretanto a metodologia empregada fez uso apenas da análise de causalidade de Granger, sem a utilização do MCEV.

O efeito especulação foi constatado em alguns outros trabalhos, como Sahi e Raizad (2006) e Gilbert (2010). O primeiro procurou identificar o impacto dos contratos futuros de *commodities* no bem-estar e na inflação da economia indiana. Eles estimaram o impacto do volume dos contratos futuros negociados sobre a inflação por meio de um processo vetorial autorregressivo (VAR). Seus resultados demonstram que um maior volume de contratos futuros negociados tem um impacto significativo na inflação. O segundo trabalho analisou os possíveis fatores do vertiginoso aumento dos preços internacionais dos alimentos em 2008, como aumento da demanda (principalmente devido a um novo mercado consumidor chinês e indiano), choques de oferta, taxa de câmbio, expansão monetária, utilização de grãos/sementes como matéria prima de bicomustíveis e investimentos especulativos. Testes de causalidade de Granger foram conduzidos e os resultados indicam que os investimentos baseados em índices nos mercados futuros agropecuários devem ser vistos como o principal canal por meio do qual os fatores macroeconômicos e monetários geraram o significativo aumento dos preços dos alimentos durante o período 2007-2008.

No Brasil, os estudos conduzidos até o momento têm se concentrado em setores agropecuários específicos. Perobelli (2005) verificou as relações entre os preços à vista e futuro do mercado de boi gordo. A análise foi feita utilizando o Indicador do Preço do Boi Gordo Esalq/BM&F e o primeiro vencimento do contrato futuro da BM&F. Para tanto, utilizou-se o teste de causalidade de Granger, juntamente com o Modelo de Correção de Erro Vetorial (MCEV). Os resultados apontam para uma interdependência entre os preços à vista e futuro, sugerindo que os agentes que atuam no mercado à vista influenciam e são influenciados pelos contratos futuros de boi gordo. Libera (2009), por sua vez, analisou as relações entre os preços à vista e futuro do mercado de soja. O autor utilizou os preços à vista recebidos pelos produtores de soja no Brasil (LNSF) e cotações futuras para a soja junto à CBOT (*Chicago Board of Trade*) e, por meio de testes de causalidade de Granger, conclui que existe uma relação causal unidirecional

dos contratos futuros de soja para seu preço à vista, correspondendo, portanto, ao efeito especulação.

Um problema de interesse relacionado ao qual este trabalho se propõe analisar é se os derivativos têm algum papel na estabilização ou desestabilização dos preços, isto é, se a especulação aumenta, reduz ou não tem nenhum impacto na volatilidade/amplitude de suas flutuações. Apesar de esta questão não ser o foco deste estudo, resultados dos testes de causalidade que serão utilizados podem ter alguma relação com o assunto. Isto porque a presença de efeitos estabilizadores/desestabilizadores pressupõe que os derivativos influenciem de forma sistemática os preços à vista, de tal forma que a ausência de causalidade dos derivativos para com os preços poderia sugerir que o papel daqueles no aumento/diminuição da volatilidade destes seja neutro. A respeito, análises recentes tendo por base a influência dos derivativos agropecuários na volatilidade dos seus respectivos preços à vista vêm sendo conduzidas, dentre as quais destacam-se Yang, Balyeat e Leatham (2005); Bryant, Bessler e Haigh (2006) e Amin (2004). O primeiro analisa o mercado norte americano de milho, soja, açúcar, trigo, algodão e gado para o período de 1992 a 2001 e seus resultados indicam que o aumento no volume negociado de contratos futuros dessas *commodities* teve um impacto positivo sobre a respectiva volatilidade de seus preços no mercado à vista. O segundo estuda o mercado futuro norte americano de café, gado, milho e óleo bruto para o período de 1995 a 2003, sendo que seus resultados não sustentam a hipótese de que os derivativos afetem, positiva ou negativamente, o nível de volatilidade dos preços por meio dos mercados futuros. O terceiro, ao estudar o papel da atividade especulativa na determinação dos preços internacionais das *commodities*, constatou, para o mercado brasileiro do cacau, uma relação direta entre volume de contratos futuros negociados e a instabilidade dos preços à vista.

De uma maneira geral, percebe-se, pelos estudos resenhados, a ausência de consenso acerca do impacto dos derivativos sobre os preços à vista, ressaltando, portanto, a importância dessa pesquisa ao tentar analisar a influência dos derivativos agropecuários sobre a inflação de alimentos no país.

3. METODOLOGIA

O principal objetivo deste trabalho é averiguar a hipotética relação causal entre a inflação de alimentos no Brasil e o volume de derivativos agropecuários negociados na BMF&BOVESPA durante o período de 1999 a 2011. A direção dessa causalidade é de fundamental interesse para a melhor compreensão da relação entre os derivativos e os preços à vista. Nesse sentido, inicialmente, três hipóteses são levadas em consideração. A primeira pressupõe que, devido a alavancagem e excessiva especulação presentes nesses mercados de derivativos, os preços futuros das mercadorias objeto de tais contratos sofrem constantes alterações e que a oportunidade de arbitragem gerada resultaria em um significativo impacto destes mercados futuros sobre os preços à vista (efeito especulação). A segunda parte da noção de que alterações nos preços à vista das *commodities* provocam aumentos na utilização dos derivativos ao gerarem oportunidades tanto para os especuladores como para os agentes em busca de operações de *hedge*, sem que tais negociações desses instrumentos tenham relevância para alterar os fundamentos (oferta e demanda) dessas *commodities*, tornando nulo seu impacto sobre novas alterações dos preços no mercado à vista (efeito preço). Por último, examina-se a possibilidade de que ambos os efeitos sejam conjuntamente válidos, existindo, portanto, uma influência mútua entre contratos futuros e preço à vista (relação de interdependência).

Em particular, é interessante levar em consideração, além dos preços nacionais, uma variável que represente os preços internacionais dos alimentos, pois os agentes que atuam com derivativos no Brasil podem estar, na verdade, tomando como relevantes em suas decisões os movimentos internacionais destas mercadorias e não apenas o mercado nacional. Dessa forma, é acrescentada uma terceira variável ao modelo bivariado em estudo, permitindo o exame da inflação internacional dos alimentos. Ademais, com a utilização desta variável, torna-se possível testar se há algum efeito da inflação internacional de alimentos sobre a inflação brasileira. Assim, seguindo a linha de estudos proposta por Holland e Mori (2007) e Pereira (2009), o presente trabalho procura verificar, ainda, uma quarta hipótese, denominada efeito contágio, que traduz a idéia de que as inflações domésticas têm respondido cada vez menos a fatores internos, destacando-se o papel da globalização no processo de transmissão rápida e contínua dos preços internacionais sobre os nacionais. Este trabalho, portanto, ao analisar a influência da inflação externa de alimentos sobre a brasileira procura lançar novas evidências sobre o tema.

Em síntese, esta pesquisa trabalha com quatro conjecturas: três relacionadas à ligação entre o mercado de derivativos e o à vista, a saber, efeito especulação, efeito preço e interdependência; e uma última, que examina a eventual influência da inflação internacional sobre a brasileira (efeito contágio). A seguir, são descritos os dados utilizados e as técnicas econométricas utilizadas no trabalho.

3.1 BASE DE DADOS

Este estudo utiliza dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) referentes à inflação de alimentos nacional (IBGE, 2011) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) relacionados à inflação internacional de alimentos (IPEA, 2011). Além disso, serão utilizados dados da própria BMF&BOVESPA relativos ao número de negócios efetuados com contratos de derivativos agropecuários (BMF&BOVESPA, 2011). Todos os dados citados iniciam-se em janeiro de 1999 e encerram-se em janeiro de 2011, perfazendo um total disponível de 145 observações para cada série.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) referente à alimentação e bebidas é empregado como indicador da inflação de alimentos nacional. Além de tal índice ser o escolhido como balizador das metas de inflação para o Banco Central do Brasil (BCB), destaca-se, ainda, o peso do grupo de alimentos e bebidas na ponderação do IPCA (índice geral) calculado pelo IBGE, sendo algo em torno de 24% (IBGE, 2011).

O IPEA divulga mensalmente um índice geral de preços internacionais de *commodities*, assim como os índices individuais correspondentes a cada grupo de produto utilizado no cálculo deste índice geral. Em uma nota técnica divulgada pela instituição é mostrada a metodologia empregada, juntamente com produtos e os subgrupos que o compõem: Grãos, Oleaginosas e Frutas; Carnes; Minerais; Petróleo e Derivados; Matérias-Primas⁴ (IPEA, 2005). No sentido de obter uma referência para inflação internacional de alimentos, construiu-se um índice de preços internacionais de *commodities* agropecuárias no qual se utilizou respectivamente a ponderação de

⁴ Os subgrupos que os compõem são compostos por: banana, laranja, amendoim, arroz em casa, milho, trigo, cacau, café, soja e açúcar (Grãos, oleaginosas e Frutas); bovinos, suínos, aves e pescado (Carnes); alumínio, cobre, ferro, chumbo, estanho e zinco (Minerais); gás liquefeito de petróleo e petróleo bruto (Petróleo e Derivados); algodão, lã, couros, carvão de pedra e madeiras serradas (Matérias-Primas).

60%, 30% e 10% para os índices de Grãos, Oleaginosas e Frutas; Carnes e Matérias-Primas, levando-se em consideração a relevância desses produtos no número de negócios realizados com derivativos agropecuários, sendo, portanto, os índices individuais de cada um deles agrupados segundo esta ponderação. Optou-se, também, por manter janeiro de 2002 como base do índice em respeito à metodologia inicial utilizada pelo IPEA.

O número de transações efetuadas com contratos de derivativos agropecuários na BMF&BOVESPA foi obtido no próprio site da bolsa, no setor de recuperações de informações, e transformado em um índice utilizado como uma medida de atividade física, ou seja, como representante da evolução deste mercado. Não foram aproveitados dados sobre o número de contratos negociados (quantidade) e nem sobre o valor monetário dos negócios efetuados (volume), pois: a) a quantidade negociada dependeria muito das unidades contidas em um lote padrão e de eventos alteradores de quantidades, tais como *splits* e subscrições; b) o volume negociado seria diretamente afetado pela inflação e pelas alterações cambiais ocorridas no período (SANVICENTE, 1996). É importante, no entanto, ressaltar o problema de informação relacionado aos agentes que atuam no mercado de derivativos no Brasil que consiste na ausência de estatísticas detalhadas sobre quem eles são (especuladores, produtores, comerciantes, fundos de investimentos, entre outros). Assim, não é possível distinguir os *hedgers* dos especuladores. Entretanto, como o objetivo principal deste estudo é averiguar a existência de uma relação causal entre derivativos e inflação, e não da especulação com derivativos sobre a inflação, os resultados não ficariam comprometidos, sendo, apenas, necessário tomar as devidas cautelas na sua interpretação.

Com vistas à uniformização das datas base, os índices utilizados foram ajustados para que os valores relativos a janeiro de 2002 fossem iguais a cem. Durante o restante deste trabalho, as variáveis inflação nacional de alimentos, preços internacionais de *commodities* agropecuárias e número de negócios com derivativos agropecuários serão respectivamente denominadas: $IPCA_t$, $COMMODITIE S_t$ e BMF_t . Por intermédio da Figura 1, pode ser visualizada a evolução de cada uma das séries.

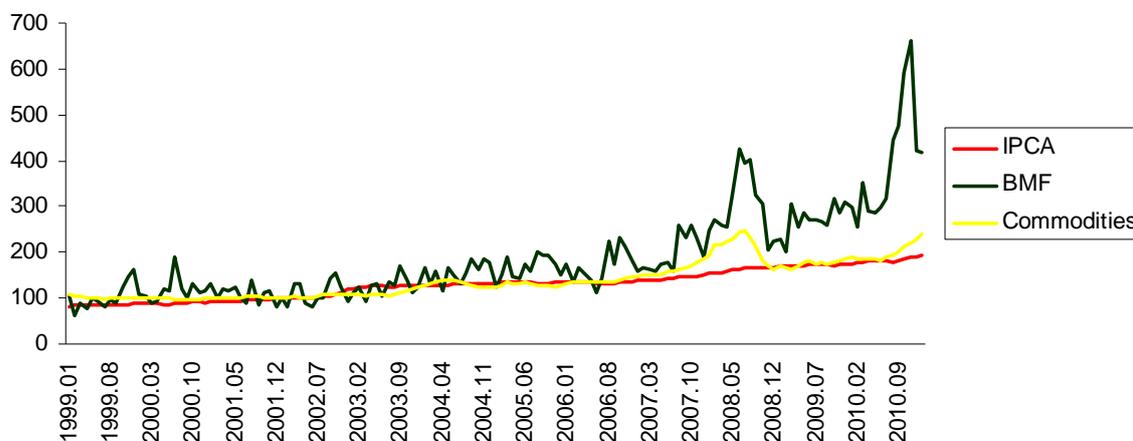


Figura 1. Evolução dos índices relativos a inflação nacional de alimentos, preços internacionais de *commodities* agropecuárias e número de negócios realizados com derivativos agropecuários na BMF&BOVESPA .

Fonte: Dados da Pesquisa.

Ao se observar essas séries de dados em um mesmo plano, percebe-se que as três variáveis têm seguido um sentido comum durante todo o período considerado. Apesar disso, não se pode afirmar de imediato se tais variáveis possuem uma relação de causa e efeito ou se os resultados obtidos são mera coincidência. Nesse sentido, são apresentadas a seguir as ferramentas econométricas que possibilitarão uma análise empírica dos questionamentos levantados.

3.2 O MODELO ECONOMÉTRICO

Devido principalmente à sua simplicidade quando o modelo econométrico inclui apenas variáveis estacionárias, o instrumental padrão para examinar a direção de causalidade entre variáveis é o teste de causalidade de Granger (GRANGER, 1969). Formalmente, uma série temporal X_t é dita causar, no sentido de Granger, outra série temporal Y_t , se o erro de previsão da regressão de Y em X declina ao se usar valores passados de X juntamente com valores passados de Y ⁵. Ademais, o teste de causalidade de Granger requer que as séries temporais sejam estacionárias, caso contrário o teste dever ser devidamente modificado.

⁵ O termo causar no sentido de Granger é utilizado durante o trabalho devido à controvérsia que ainda existe sobre o conceito de causalidade abordado por ele o qual para alguns autores difere da definição de causalidade no sentido mais comum da palavra. De fato, os testes de causalidade de Granger são, em essência, testes de predição contendo séries temporais.

Para se averiguar a ordem de integração das variáveis, o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF) [Dickey e Fuller (1979)], Phillips-Perron (PP) [Phillips e Perron (1988)] e KPSS [Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992)] são utilizados. Apesar de o teste ADF ser o mais comumente empregado, ele requer erros homocedásticos e não autocorrelacionados, enquanto que o teste PP generaliza o procedimento do ADF, permitindo pressupostos menos restritivos para as séries de tempo. Entretanto, devido ao baixo poder dos testes ADF e PP em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária e aos problemas de distorção do valor dos testes quando a distribuição dos resíduos contém componentes de média móvel, utiliza-se o teste KPSS como confirmatório destes testes que têm a hipótese de raízes unitárias como nula. Assim, se uma série é não estacionária em nível, mas estacionária após a primeira diferença, diz-se que ela é integrada de ordem 1, isto é, $I(1)$.

No momento em que as variáveis $IPCA_t$, $COMMODITIES_t$ e BMF_t são convertidas, caso necessário, em séries estacionárias, pode-se testar a causalidade de Granger entre as mesmas. No entanto, o formato bivariado padrão de causalidade de Granger só é válido se as variáveis não forem cointegradas⁶. Caso contrário, como assinalado por Hendry (1986) e Engle e Granger (1987), a regressão apresentaria estimadores viesados devido ao fato de se estar desconsiderando importantes informações de longo-prazo. Nesse sentido, se as variáveis forem cointegradas, deve ser construído um modelo dinâmico de correção dos erros (MCE) para que se possa analisar corretamente a relação de causalidade entre elas.

Granger (1986) mostra que o MCE difere do teste padrão de causalidade de Granger, pois se adiciona outro regressor em cada equação: os resíduos estimados, chamados de erro de correção, que seriam obtidos das respectivas regressões de cointegração. Assim, as equações a serem estimadas pelo MCE apresentariam o seguinte formato:

$$\Delta IPCA_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta IPCA_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_2} \beta_{2i} \Delta BMF_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_3} \beta_{3i} \Delta COMMODITIES_{t-1} + \lambda Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\Delta BMF_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \theta_{1i} \Delta IPCA_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_2} \theta_{2i} \Delta BMF_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_3} \theta_{3i} \Delta COMMODITIES_{t-1} + \gamma Z_{t-1} + \phi_t \quad (3.2)$$

⁶ Do ponto de vista econômico, duas ou mais variáveis são ditas cointegradas se tiverem entre elas uma relação estável ou de equilíbrio no longo-prazo. Neste trabalho, o teste de cointegração será realizado com base na técnica de Johansen (1988).

$$\Delta COMMODITIE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \alpha_{1i} \Delta IPCA_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2i} \Delta BMF_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_3} \alpha_{3i} \Delta COMMODITIE_{t-1} + \omega Z_{t-1} + \mu_t \quad (3.3)$$

Em que Δ é o operador de primeira diferença; β , θ e α representam a matriz dos coeficientes das variáveis explicativas das respectivas equações; ε_t , ϕ_t e μ_t , os erros; $Z_{t-1} = \vartheta_1 IPCA_{t-1} + \vartheta_2 BMF_{t-1} + \vartheta_3 COMMODITIES_{t-1}$ é a relação de cointegração, representado o erro de correção (EC); e λ , γ , ω são os vetores do coeficiente de correção z_{t-1} ou os parâmetros de ajustamento dos respectivos modelos.

Dessa forma, BMF é dita causadora de $IPCA$ no sentido de Granger se os coeficientes β_{2i} forem conjuntamente diferentes de zero e/ou se o coeficiente do erro de correção (EC) for estatisticamente significativa. A estatística do teste de significância conjunta é dada por:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_{ir}) / q}{SQR_{ir} / (N - k)} \sim F_{q, N-k} \quad (3.4)$$

Onde N é o número de observações; SQR_r , a soma dos quadrados dos resíduos no modelo restrito; SQR_{ir} , a soma dos quadrados dos resíduos no modelo irrestrito; k , o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita; e q , o número de restrições. Se $F_{calculado} > F_{crítico}$, a $\alpha\%$ de significância, rejeita-se a hipótese nula, caso contrário, aceita-se a hipótese. Já a significância do coeficiente de EC é feito por um teste *t-student*. Analogamente, diferentes direções de causalidade podem ser analisadas ao se testar a relevância dos outros coeficientes das equações (3.1), (3.2) e (3.3).

Alguns pesquisadores, entre eles Jones e Joulfaian (1991), Perman (1991) e Granger e Lin (1995), têm argumentado que os coeficientes das variáveis defasadas independentes representam causalidade de Granger de curto-prazo, enquanto que o coeficiente do EC reflete causalidade de Granger de longo-prazo. No entanto, a definição de causalidade de longo-prazo, levando em consideração apenas a significância do termo EC, torna impossível a análise individual de causalidade em um modelo multivariado. Por exemplo, caso o coeficiente λ da equação (3.1) seja significativo, a definição atual nos levaria a crer que tanto BMF_t como $COMMODITIES_t$, no

longo-prazo, causariam, no sentido de Granger, a variável $IPCA_t$, fato que não necessariamente é verdadeiro.

Para resolver este problema, Bruneau e Jondeau (1999) desenvolveram um teste que permite analisar individualmente a causalidade de longo-prazo em um modelo multivariado da seguinte forma: modificaram a definição de causalidade de Granger ao acrescentar que uma variável X_j é dita causadora unidirecional de outra variável X_k , ambas integradas de ordem 1, no longo-prazo, se, e somente se, em qualquer período de tempo t , as variáveis defasadas X_j melhorarem a previsão de longo-prazo de X_k . Nesse sentido, os autores demonstram que a hipótese de ausência de causalidade pode ser expressa por meio da insignificância dos multiplicadores dinâmicos de longo-prazo juntamente com os parâmetros dos respectivos VAR's em nível. Matematicamente, a hipótese nula de não causalidade tem o seguinte formato:

$$\sum_{i=1}^n C_{ki}(1)\Phi_{ij}(L) = 0 \quad (3.5)$$

Onde $C_{ki}(1)$ representa os multiplicadores dinâmicos de longo-prazo; $\Phi_{ij}(L)$, os parâmetros do VAR em nível; e n representa o número de variáveis. Note que a definição de não causalidade de longo-prazo desenvolvida por Bruneau e Jondeau (1999) impõe, portanto, que a condição de neutralidade [$C_{kj}(1) = 0$], conforme definida por Stock e Watson (1989), é necessária, porém não é suficiente para excluir a hipótese de causalidade de longo-prazo.

O cálculo dos multiplicadores dinâmicos de longo-prazo $C(1)$ é um pouco mais rebuscado porque os $C(1)$ não podem ser diretamente estimados, sendo apropriada, em caso de variáveis cointegradas, a estimação de um VAR restrito (RVAR) com p lags [Mellander *et al* (1990)]:

$$B(L)Y_t = \kappa + \eta_t \quad (3.6)$$

$$Y_t = D_{\perp}(L)MX_t, M = \begin{bmatrix} S_{n-r} \\ \pi' \end{bmatrix}, \eta_t = M\varepsilon_t, \kappa = \text{constante}, S_{n-r} = \begin{bmatrix} I_{n-r} & \varpi_{(n-r,r)} \end{bmatrix}$$

$$D(L) = \begin{bmatrix} I_{n-r} & 0 \\ 0 & (1-L)I_r \end{bmatrix}, D_{\perp}(L) = \begin{bmatrix} (1-L)I_{n-r} & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix} e \varpi = \text{vec}(\Theta)$$

Assim, caso $\{X_t\}$ seja cointegrado, com r vetores de cointegração, pode-se escrever:

$$B(L) = M[\Gamma(L)M^{-1}D(L) - \psi^*L] \quad (3.7)$$

Onde π' representa os valores dos coeficientes dos vetores de cointegração; $\Gamma(L)$, os coeficientes das variáveis independentes do modelo MCE [o nosso caso representado pelos vetores β , θ e α , que correspondem a matrizes dos coeficientes das variáveis explicativas das equações (3.1), (3.2) e (3.3)], $\Theta = [-\Gamma \quad -\psi]$ e $\psi^* = [0_{(n,n-r)} \quad \psi]$ sendo ψ os coeficientes dos EC's (λ , γ e ω). Dessa forma, a matriz dos multiplicadores dinâmicos de longo-prazo é obtida pela inversão de $B(L)$, resultando na seguinte expressão:

$$C(L) = M^{-1}D(L)B(L)^{-1}M \quad (3.8)$$

Desse modo, caso se queira testar a hipótese nula de que X_j não causa X_k no longo-prazo, deve-se estimar a expressão (3.5), a qual pode ser escrita como:

$$u'_k C(1)\Phi v_j \quad (3.9)$$

Onde $C(1)\Phi = [C(1)C(1)(-I_n - \Gamma_1)C(1)(\Gamma_1 - \Gamma_2)\dots C(1)(\Gamma_{\rho-2} - \Gamma_{\rho-1})C(1)\Gamma_{\rho-1}]$ e as matrizes $(n, 1)$ u_k e v_j são tais que a primeira possui valor unitário no k -ésimo elemento e zero nas outras entradas, e a segunda possui valor unitário na j -ésima linha e zero nas outras. Assim, por meio da função (3.10), obtém-se o seu estimador:

$$g_{kj}(\theta) = \text{vec}(u'_k C(1)\Phi v_j) \quad (3.10)$$

É importante ressaltar que a fórmula mostrada em (3.10) depende essencialmente dos parâmetros do modelo de MCE estimado. Por fim, a hipótese nula de $g_{kj}(\theta) = 0$ é baseada na seguinte estatística:

$$\xi_{kj} = T g_{kj}(\hat{\theta})' (\hat{\Sigma}_{g_{kj}})^{-1} g_{kj}(\hat{\theta}), \forall k, j = 1, \dots, n, k \neq j \quad (3.11)$$

Sendo T o número de observações e $\hat{\Sigma}_{g_{kj}}$ a matriz de covariância de $g_{kj}(\theta)$ obtida como função dos resíduos estimados das expressões de MCE. Ademais, este teste possui, assintoticamente, uma distribuição χ^2 com p graus de liberdade.⁷

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Inicialmente, nesta seção é realizada uma análise univariada que consiste em avaliar o comportamento individualizado de cada série, especificamente, investigando a existência de raiz unitária. A Tabela 1 mostra os resultados da aplicação dos testes ADF, Phillips-Perron e KPSS.

TABELA 1: Teste de Raiz Unitária

<i>Variáveis</i>	<i>ADF</i>		<i>Phillips-Perron</i>		<i>KPSS</i>
	<i>Estat. t</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estat. t</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estat. LM</i>
<i>Em Nível</i>					
<i>IPCA_t</i>	1.024	0.9967	0.8823	0.9951	1.3771
<i>COMMODITIES_t</i>	-0.3329	0.9158	-0.0818	0.9483	1.2640
<i>BMF_t</i>	-2.1752	0.2163	-1.7328	0.4111	1.3099
<i>Primeira-Diferença</i>					
Δ <i>IPCA_t</i>	-6.3339	0.001	-4.6250	0.002	0.1811
Δ <i>COMMODITIES_t</i>	-6.1728	0.001	-6.1305	0.001	0.1600
Δ <i>BMF_t</i>	-8.1294	0.0001	-24.0540	0.0001	0.3480

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: Valores críticos: (ADF, PP) -3,4764 (1%), -2,8816 (5%), -2,5775 (10%); (KPSS) 0,739 (1%), 0,463 (5%), 0,347 (10%)

Os dois primeiros testes indicam a presença de raízes unitárias para todas as séries em nível, resultado reforçado pelo teste KPSS que sugere a rejeição da hipótese nula de estacionariedade. Já os resultados dos testes ADF, PP e KPSS para as três variáveis em primeira diferença evidenciam que as mesmas são estacionárias mesmo considerando baixos níveis de significância; ou seja, rejeita-se a hipótese nula da presença de raiz unitária assim, como não se descarta a hipótese de estacionariedade das séries. Dessa forma, considera-se que $IPCA_t$, $COMMODITIES_t$ e BMF_t são $I(1)$.

⁷ A prova para esta distribuição, assim como explicações mais detalhadas sobre o teste encontram-se Bruneau e Jondeau (1999).

Estabelecida a ordem de integração das variáveis, o passo seguinte é checar a cointegração dos dados, pois, conforme mencionado anteriormente, caso eles sejam cointegrados, o mecanismo utilizado para se analisar causalidade deve ser o modelo dinâmico de correção dos erros (MCE), e não o teste padrão de causalidade de Granger.

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de cointegração com base na técnica de Johansen (1988). Obteve-se, assim, o número de vetores de cointegração sendo utilizados os testes tanto do máximo autovalor como do traço. A ausência de correlação entre os resíduos do VAR, estimado pelo procedimento de Johansen, dá maior robustez ao resultado do teste de cointegração. Com esse fim, foram introduzidos *lags* suficientemente longos para garantir este comportamento dos resíduos (6 *lags* no total). Ademais, testes adicionais para determinação de componentes determinísticos no sistema levaram à adoção de um termo constante na equação de cointegração das variáveis.

TABELA 2: Teste de Cointegração

<i>Número de Equações de cointegração</i>	<i>Autovalor</i>	<i>Teste</i>	<i>Valor Crítico a 5%</i>	<i>Prob.</i>
<i>Máximo Autovalor</i>				
Nenhum**	0.1595	23.6371	21.1316	0.0217
Até um	0.0353	4.9004	14.2646	0.7544
Até dois	0.0229	3.1579	3.8414	0.0756
<i>Traço</i>				
Nenhum**	0.1595	31.6955	29.7970	0.0299
Até um	0.0353	8.0583	15.4947	0.4592
Até dois	0.0229	3.1579	3.8414	0.0756

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: ** indica rejeição da hipótese a um nível de significância de 5%.

Os resultados mostram que, em ambos os testes, a única hipótese que pode ser rejeitada a um nível de significância de 5% é a hipótese nula de nenhuma equação de cointegração. Nesse sentido, tais testes sugerem a existência de 1 vetor de cointegração entre as variáveis ($r = 1$). O correspondente vetor, quando normalizado pelo coeficiente da variável $IPCA_t$, pode ser escrito da seguinte maneira:

$$IPCA_t - 1.2149BMF_t + 1.8229COMMODITIES_t - 156.4944$$

A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das séries estudadas. Dessa forma, os índices que representam a inflação nacional de alimentos, o número de negócios efetuados com contratos de derivativos agropecuários e os preços internacionais das *commodities* agrícolas mover-se-iam estocasticamente juntos, ao longo do tempo, na direção de um equilíbrio de longo prazo que satisfaz as restrições impostas pelos vetores de cointegração identificados⁸. Sobre este equilíbrio, é importante ressaltar que o mesmo remete à definição econométrica do termo, que pode ou não contemplar um vínculo com as forças do mercado ou com as regras de comportamento dos indivíduos e firmas, ficando a interpretação econômica do fenômeno a depender da situação em exame. Nesse caso, associa-se o equilíbrio de longo-prazo aos níveis de inflação de alimentos (nacional e internacional), e o mercado de derivativos compatíveis, com a evolução dos fundamentos da economia.

Verificada a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as séries, o modelo a ser utilizado para identificar a direção de causalidade deve ser o Mecanismo de Correção de Erros (MCE). Os resultados da estimação do MCE são reportados na tabela 3. Conforme proposto por Gonzalo (1994), devem ser introduzidos *lags* nos modelos suficientemente longos para garantir a presença de ruídos brancos (5 *lags* no total).

⁸ Testes de exclusão efetuados indicam que nenhuma das variáveis pode ser excluída da relação de longo prazo. Tais testes consistem basicamente em imposição de restrições aos coeficientes dos vetores de cointegração. Maiores informações em Narayan e Smith (2004).

TABELA 3: Estimação MCE

	<i>Variável Dependente</i>		
	$\Delta IPCA_t$	ΔBMF_t	$\Delta COMMODITIES_t$
Coefficiente EC's			
ψ	0.0005 (0.2373)	0.2936 (2.6674)	-0.0183 (-1.3820)
$\Gamma(1)$			
$IPCA_t$	0.9465 (10.0214)	-1.0259 (-0.2460)	0.4782 (0.9530)
BMF_t	0.0021 (0.6519)	-0.0227 (-0.1562)	-0.0185 (-1.0558)
$COMMODITIES_t$	0.0136 (0.7489)	1.8818 (2.3425)	0.6263 (6.4771)
$\Gamma(2)$			
$IPCA_t$	-0.2608 (-2.0122)	4.8498 (0.8475)	0.3989 (0.5792)
BMF_t	0.0027 (0.7815)	0.0910 (0.5961)	-0.0469 (-2.5525)
$COMMODITIES_t$	-0.0106 (-0.5024)	-1.0800 (-1.1575)	0.1323 (1.1784)
$\Gamma(3)$			
$IPCA_t$	-0.0677 (-0.5100)	-11.9209 (-2.0328)	-0.4004 (-0.5673)
BMF_t	0.0041 (1.2029)	0.1944 (1.2860)	-0.0145 (-0.8003)
$COMMODITIES_t$	-0.0014 (-0.0690)	0.4485 (0.4889)	-0.0963 (-0.8728)
$\Gamma(4)$			
$IPCA_t$	0.1001 (0.7568)	0.6715 (0.1150)	-0.6437 (-0.9158)
BMF_t	0.0011 (0.3557)	-0.2008 (-1.4253)	-0.0131 (-0.7733)
$COMMODITIES_t$	0.0210 (0.9900)	1.6014 (1.7088)	0.1670 (1.4808)
$\Gamma(5)$			
$IPCA_t$	0.0630 (0.6453)	6.2653 (1.4532)	0.6085 (1.1727)
BMF_t	0.0020 (0.7370)	0.0443 (0.3616)	-0.0152 (-1.0321)
$COMMODITIES_t$	-0.0199 (-1.1575)	-2.5472 (-3.3432)	-0.0873 (-0.9524)

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Valores entre parênteses representam a estatística *t-student*. $\Gamma(i), i = 1,2,3,4,5$ denota a matriz contendo a estimação dos parâmetros associados ao lag *i*.

Conforme descrito na metodologia, os valores defasados das variáveis independentes representariam causalidade de Granger de curto prazo, enquanto que o termo de Erro de Correção (EC) refletiria causalidade de Granger de longo prazo. Entretanto, Bruneau e Jondeau (1999) consideram esta representação da causalidade de curto prazo pouco apropriada, pois estes coeficientes das variáveis explicativas possuem relação com as propriedades de longo prazo das séries e impactam diretamente na condição de não causalidade de longo prazo desenvolvida pelos autores. Contudo, tais parâmetros, por conterem vetores autorregressivos, poderiam ser interpretados, com ressalvas, como balizadores da dinâmica de curto prazo do MCE. Assim, por meio da estimação de modelos livres e restritos, tornou-se possível obter os respectivos valores do teste F para o conjunto de coeficientes no intuito de averiguar a significância conjunta destes parâmetros, enquanto que os termos dos EC's foram analisados pelo teste t (Tabela 4).

TABELA 4: Teste de Significância Conjunta

<i>Variável Dependente</i>	<i>Estatística-F dos coeficientes das variáveis explicativas</i>			
	$\sum_{i=1}^5 \beta_{1i} \Delta IPCA_{t-1}$	$\sum_{i=1}^5 \theta_{2i} \Delta BMF_{t-1}$	$\sum_{i=1}^5 \alpha_{3i} \Delta COMMODITIES_{t-1}$	EC_{t-1} (<i>Estatística-t</i>)
$\Delta IPCA_t$	--	0.4247	0.4388	0.0005 (0.2373)
ΔBMF_t	1.8133	--	3.4423***	0.2936*** (2.6674)
$\Delta COMMODITIES_t$	1.2597	1.8837	--	-0.0183 (-1.3820)

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: * Indica rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 10%, enquanto ** e *** denotam uma rejeição ao nível de 5% e 1% respectivamente.

A partir da análise das dinâmicas de curto prazo, percebe-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de que tanto ΔBMF_t como $\Delta COMMODITIES_t$ não causam no sentido de Granger a variável $\Delta IPCA_t$, portanto rejeita-se inicialmente a hipótese do efeito especulação juntamente com a hipótese do efeito contágio. Todavia, ao analisar o sentido contrário de causalidade, percebe-se que, entre $\Delta IPCA_t$ e $\Delta COMMODITIES_t$, apenas a segunda causa no sentido de Granger a variável ΔBMF_t . Tal resultado corrobora, portanto, os estudos desenvolvidos por Antoshin e Samiei (2006) e Sander, Boris, e Manfredo (2004), onde a hipótese do efeito preço é verificada. No entanto, é importante ressaltar que, para o mercado de derivativos agropecuários

brasileiros, o fator balizador capaz de alterar o comportamento dos agentes deste mercado são os preços internacionais, e não os nacionais, o que demonstra, assim, o caráter internacional inerente aos mercados de derivativos. Percebe-se ainda que nem $\Delta IPCA_t$, nem ΔBMF_t causam, no sentido de Granger, a variável $\Delta COMMODITIES_t$, o que já era de certa forma esperado porque tanto o mercado brasileiro de alimentos, como o de derivativos, não possuem relevância suficiente para influenciar o mercado externo de forma significativa.

Dado o período da amostra utilizada (11 anos), a análise da dinâmica de longo prazo possui especial importância, visto que, dessa forma, consegue-se melhor captar as relações ao longo desta última década entre as três variáveis estudadas. Nesse contexto, levando-se em consideração apenas a significância do termo do erro de correção das equações, existiria causalidade de Granger de longo prazo apenas na equação em que ΔBMF_t aparecesse como variável dependente, levando-se a concluir, por exemplo, que tanto ΔBMF_t como $\Delta COMMODITIES_t$ não causariam no sentido de Granger a variável $\Delta IPCA_t$. No entanto, conforme demonstrado por Bruneau e Jondeau (1999), a insignificância dos termos dos erros de correção é uma condição necessária, porém insuficiente, para se rejeitar a não causalidade de longo prazo desenvolvida pelos autores. Assim, o teste desenvolvido pelos autores mencionados é necessário para que se consiga analisar individualmente as relações de causalidade de longo prazo entre as séries.

A tabela 5 apresenta os resultados do teste proposto. Percebe-se que apenas a variável $\Delta COMMODITIES_t$ é capaz de influenciar a variável ΔBMF_t . Dessa forma, assim como no curto prazo, tem-se que a hipótese preponderante é a do efeito preço, sendo que novamente apenas os preços internacionais são capazes de influenciar as tomadas de decisões dos agentes. Por conseguinte, no caso brasileiro, pode-se afirmar que alterações nos preços à vista das *commodities* provocam aumento na utilização dos derivativos ao gerarem oportunidades tanto para os especuladores, como para os agentes em busca de operações de *hedge*, sem que as negociações desses instrumentos tenham relevância para alterar os fundamentos (oferta e demanda) dessas *commodities*. Destaca-se, portanto, a não influência do mercado de derivativos sobre novas alterações dos preços no mercado à vista.

TABELA 5: Resultados do teste individual de causalidade de longo-prazo

<i>Teste estatístico</i> $(C(1)\Phi(L))_{kj} = 0$	<i>Para:</i>		
<i>DE:</i>	$\Delta IPCA_t$	ΔBMF_t	$\Delta COMMODITIES_t$
$\Delta IPCA_t$	--	0.2569	6.0013
ΔBMF_t	6.0770	--	6.1318
$\Delta COMMODITIES_t$	13.3127**	29.4103***	--

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: $(C(1)\Phi(L))_{kj} = 0$ possui distribuição X^2 assintoticamente com 6 graus de liberdade e hipótese nula de não causalidade de longo-prazo. Os valores críticos levando-se em consideração um nível de significância de 10%, 5% e 1% são respectivamente: 10.6446, 12.5916 e 16.8119

A tabela 5 permite inferir também que no longo prazo há a presença do efeito contágio, ou seja, que a inflação nacional de alimentos é influenciada pelas alterações dos preços internacionais das *commodities* agrícolas. Este resultado corrobora os estudos desenvolvidos por Holland e Mori (2007) e apresenta novas evidências que sustentam alterações exógenas na taxa de inflação doméstica, influenciando, assim, na política monetária nacional. Por último, assim como encontrado para o curto prazo, observa-se que a inflação nacional de alimentos e o número de negócios efetuados com contratos de derivativos agropecuários não exercem influência significativa sobre os preços internacionais das *commodities* agrícolas no longo prazo. A tabela 6 sintetiza os resultados obtidos.

TABELA 6: Síntese dos resultados

<i>Hipótese Nula</i>		<i>Curto-prazo</i>	<i>Longo-prazo</i>
$\Delta BMF_t \rightarrow \Delta IPCA_t$	(Efeito Especulação)	não	não
$\Delta IPCA_t \rightarrow \Delta BMF_t$	(Efeito Preço)	não	não
$\Delta COMMODITIES_t \rightarrow \Delta BMF_t$	(Efeito Preço)	sim	sim
$\Delta COMMODITIES_t \rightarrow \Delta IPCA_t$	(Efeito Contágio)	não	sim

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: O símbolo \rightarrow denota causa no sentido de Granger (curto prazo) e causalidade Bruneau e Jondeau (1999) (longo prazo)

5. CONCLUSÃO

A estabilidade e o crescimento da economia brasileira ao longo desta última década, somados à grande entrada de capital estrangeiro no mercado financeiro, permitiram um considerável incremento no volume transacionado de derivativos no País. Todavia, mesmo os derivativos tendo como uma de suas funções principais a transferência do risco entre os agentes, inúmeros trabalhos têm investigado o seu papel no aumento dos preços dos alimentos ao redor do mundo. Nesse contexto, o presente trabalho buscou evidenciar a relação entre a inflação de alimentos no Brasil e o volume de derivativos agropecuários negociados na BMF&BOVESPA, além de averiguar a influência dos preços internacionais de *commodities* agropecuárias sobre a inflação nacional de alimentos. A análise empírica foi baseada em testes de estacionariedade e cointegração, bem como em um modelo de causalidade de Granger com uma estrutura de mecanismo de correção de erros, juntamente com o teste proposto por Bruneau e Jondeau (1999).

Em primeiro lugar, confirmou-se que os dados utilizados são integrados de primeira ordem indicando que a utilização de modelos com as séries em diferenças é uma abordagem mais adequada. A seguir, identificou-se 1 vetor de cointegração entre as variáveis, que sugeriu a existência de tendências comum de longo prazo. Finalmente, gerou-se o modelo de correção de erro (MCE) no intuito de se averiguar causalidade de Granger de curto prazo e o teste de Bruneau e Jondeau (1999) para analisar individualmente as direções de causalidade de longo prazo.

Os resultados obtidos, tanto para o curto como para o longo prazo, indicam uma causalidade unidirecional dos preços internacionais de *commodities* agropecuárias sobre o volume de derivativos agropecuários negociados na BMF&BOVESPA, além da ausência de relação causal entre este último com a inflação nacional de alimentos. Dessa forma, verificou-se a presença da hipótese do efeito preço, sendo que o índice de referência dos agentes são os preços internacionais, e não os nacionais. Nesse sentido, alterações nos preços internacionais à vista das *commodities* agropecuárias provocam aumentos na utilização dos derivativos no Brasil seja por gerar oportunidades tanto para os especuladores como para os agentes em busca de operações de *hedge*, sem que tais negociações desses instrumentos financeiros tenham relevância para alterar os fundamentos (oferta e demanda) dessas *commodities*, tornando nulo seu impacto sobre novas alterações dos preços no mercado à vista brasileiro. Ademais, este resultado corrobora com a hipótese de que os contratos futuros de produtos agropecuários negociados no Brasil não

influenciam (aumento/diminuição) de maneira significativa a volatilidade de seus preços no mercado à vista. Isto porque a presença de efeitos estabilizadores/desestabilizadores pressupõe que os derivativos influenciem de forma sistemática os preços à vista, de tal forma que a ausência de causalidade dos derivativos para com os preços sugere que o papel daqueles no aumento/diminuição da volatilidade destes seja neutro. Com a rejeição da hipótese do efeito especulação, pode-se inferir ainda que qualquer política econômica que restrinja a utilização de derivativos agropecuários ou limite a participação dos agentes neste mercado visando atenuar aumentos/diminuições de preços seria potencialmente irrelevante para o caso brasileiro.

Quanto à relação entre o setor externo e a inflação nacional de alimentos, constatou-se, no longo prazo, uma causalidade unidirecional daquele para este, evidenciando, assim, a influência das alterações dos preços internacionais (produtos agropecuários) sobre os preços de alimentos no Brasil. Tal resultado sugere que inflações/deflações domésticas têm respondido ao longo do tempo a fatores externos, destacando-se o papel da globalização no processo de transmissão rápida e contínua dos preços internacionais sobre os nacionais. Nesse sentido, dada a relevância dos preços dos alimentos no índice geral de inflação (IPCA) e observada certa exogeneidade em suas alterações, pode-se concluir também que tradicionais políticas monetárias (aumento/diminuição juros) podem ser inoperantes no que tange ao cumprimento de metas de inflação.

É importante ressaltar que o presente estudo apresenta resultados preliminares que devem ser interpretados com cautela. Fatores como o pequeno tamanho do mercado de derivativos agropecuários no Brasil em relação a outras bolsas de derivativos e a grande diversificação de produtos presentes na mensuração do IPCA referente a alimentos e bebidas podem estar influenciando significativamente os resultados obtidos. Assim, como possível extensão deste trabalho, sugere-se uma análise setorial de determinados grupos agropecuários, pois alguns efeitos que não estão sendo verificados ao se considerar o setor conjuntamente poderiam ser encontrados em setores específicos.

6. REFERÊNCIAS

AMIN, M. M. **A ação especulativa dos Fundos na determinação dos preços internacionais das commodities**. Belém: Unama, 2004

ANTOSHIN, S.; SAMIEI, H. **Has Speculation Contributed to Higher Commodity Prices?**, IMF World Economic Outlook, September 2006.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS – BMF&BOVESPA. **Informações e coleta de dados**. São Paulo: Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br>>. Acesso em: 22 fev. 2011.

BRUNEAU, C.; JONDEAU, E. Long-Run causality, with Application to International Links between Long-Term Interest Rates. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 61, p. 545-568, 1999.

BRYANT, H.; BESSLER, D.A.; HAIGH, M.S. Causality in Futures Markets. **Journal of Futures Markets**, Vol. 26, p.1039–1057, November 2006.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS - CVM. **Mercados de Derivativos na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F)**. São Paulo: CVM, 2007.

COOKE, B.; ROBLES; M. Recent Food Price Movements: A Time Series Analysis. **IFPRI Discussion Paper**, No.00942, Washington DC, December 2009.

DICKEY, D.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root, **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 74, p. 427-431, 1979.

ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Vol. 55, p. 251-276, 1987.

GILBERT, C. L. How to Understand High Food Prices. **Journal of Agricultural Economics**, vol. 61, p. 398-425, June 2010.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, **Econometrica**, Vol. 37, p.424-438, 1969.

_____. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 48, p. 213-228, 1986.

GRANGER, C. W. J.; LIN, J. L. Causality in the Long Run. **Econometric Theory**, Vol. 11, pp. 530-548, 1995.

HENDRY, D. F. Econometric Modeling with Cointegrated Variables: An Overview. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. p.201-212, August 1986.

HOLLAND, M., MORI, R. **Dinâmica da Inflação no Brasil e os Efeitos Globais.**

Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas. 2007.

HULL, J. **Introdução aos mercados futuros e de opções.** 2. ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros/Cultura Editores Associados, 1996, p. 448-490.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Informações e coleta de dados.** Rio de Janeiro: Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 23 fev. 2011.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. Preços das Commodities e o IPA. **Nota Técnica - Boletim de Conjuntura**, 69. Brasília, 2005.

_____. **Dados sobre os preços internacionais das commodities.** Brasília: 2011. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 25 fev. 2011.

INTERNATIONAL ORGANIZATION OF SECURITIES COMMISSIONS (IOSCO). **Task Force on Commodity Futures Markets.** Final Report, Madrid, 2009.

IRWIN, S. H.; SANDERS, D. R.; MERRIN, R. P. Devil or Angel? The Role of Speculation in the Recent Commodity Price Boom (and Bust). **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Vol. 41, p. 377-391, August 2009.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. **Journal of Econometric Dynamic and Control**, Vol. 12, p. 231-254, 1988.

JONES, D. J.; JOULFAIAN, D. Federal Government Expenditures and Revenues in the Early Years of the American Republic: Evidence from 1792 to 1860. **Journal of Macroeconomics**, December 1991, p. 133-155.

KRUGMAN, P. 2008. Speculative nonsense, once again. **New York Times**, June 23, 2008. Disponível em: <<http://krugman.blogs.nytimes.com/2008/06/23/speculative-nonsense-once-again/>>. Acesso em: 16 abr. 2011.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, Vol. 54, p. 159-178, 1992.

LIBERA, A. A. D. Transmissão de Preços entre os Mercados Físico e Futuro de Soja. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2009, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre, 2009.

MARSHALL, A. **Industry and trade:** a study of industrial technique and business organization: and of their Influences on the conditions of various classes and nations. 4.ed., 1923.

MELLANDER, E.; VREDIN, A.; WARNE, A. Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy. **Journal of Applied Econometrics**, Vol. 7, pp. 369-394, 1990.

NARAYAN, P. K.; SMYTH, R. Temporal causality and the Dynamics of Exports, Human Capital and Real Income in China. **International Journal of Applied Economics**, vol.11, September, 2004, p. 24-45.

PACE, N.; SEAL, A.; COSTELLO, A. Food commodity derivatives: a new cause of malnutrition? **Lancet**. Vol. 371, p.1648-1650, 2008.

PEREIRA, P. S. P. **O Impacto da Economia Mundial na Economia Brasileira**. 2009. 59 f. Dissertação (Mestrado em economia) – Faculdade de Economia e Finanças, Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC), Rio de Janeiro. 2009.

PERMAN, R.; Cointegration: An Introduction to the Literature. **Journal of Economic Studies**, august, 1991, p. 3-30.

PEROBELLI, F. S. As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005. Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: USP, 2005. 1 CD-ROM.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression, **Biometrika**, Vol. 75(2), p. 335-346, 1988.

SAHI, G. S.; RAIZADA, G. **Commodity Futures Market Efficiency in India and Effect on Inflation**. India: 2006. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=949161>>. Acesso em: 13 abr. 2011.

SANDERS, D. R.; BORIS, K.; MANFREDO, M. Hedgers, Funds, and Small Speculators in the Energy Futures Markets: an Analysis of the CFTC's Commitments of Traders Reports, **Energy Economics**, Vol. 26, p. 425-445, May 2004.

SANVICENTE, A. Z. Volatilidade do Mercado a Vista de Ações: A Influência do Desenvolvimento dos Negócios no Mercado Futuro do Índice Bovespa. **Revista de Administração (USP)**, São Paulo, v. 40, n. 1, dezembro, 1996, p. 3-13.

SOROS, G. **Testimony before the U.S. Senate Commerce Committee Oversight: Hearing on FTC Advanced Rulemaking on Oil Market Manipulation**. Washington, D.C., June 2008. Disponível em: <<http://www.georgesoros.com/files/SorosFinal-Testimony.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2011

STEIN, J.L. The simultaneous determination of spot and futures prices. **American Economic Review**, Vol. 51, p. 1012-1025, 1961.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Interpreting the Evidence on Money- Income Causality. **Journal of Econometrics**, Vol. 40, pp. 161-181, 1989.

STOLL, H. R.; WHALEY, R. E. The dynamic of stock index and stock index futures returns. **Journal of Futures Market**, Vol. 25, p. 441-468, 1990.

YANG, J.; BALYEAT, R. B.; LEATHAM, D. J. Futures Trading Activity and Commodity Cash Price Volatility. **Journal of Business Finance Accounting**, Vol. 32, p. 297–323, January 2005